



UNIVERSITÀ DEGLI STUDI PADOVA



Facoltà di scienze statistiche

Corso di laurea specialistica in
Scienze Statistiche, Economiche, Finanziarie e Aziendali

Tesi di laurea

**“Interazioni tra stress finanziario, ciclo economico, inflazione e politica monetaria:
una verifica empirica per gli Stati Uniti”**

**“Interactions among financial stress, business cycle, inflation and monetary policy:
an empirical investigation for the United States”**

Relatore: Efrem Castelnuovo

Laureando: Alberto Giavarra

Matricola: 600687-SEA

Anno accademico 2009-2010

<i>Indice</i>	<i>pag.</i>
Introduzione	5
1 Stima Bayesiana modelli DSGE	7
2 Kansas City Financial Stress Index	
2.1 Caratteristiche chiave dello stress finanziario	11
2.2 Costruzione dell'indice globale dello stress finanziario	16
2.3 Uso dell'indice per identificare lo stress finanziario	24
2.4 Il collegamento tra lo stress finanziario e l'attività economica	26
3 Modello DSGE con canale finanziario	
3.1 Versione empirica del modello	29
3.2 Analisi preliminare dei dati	32
3.3 Analisi empirica	39
3.4 Densità a priori	41
3.5 Valutazione della convergenza delle simulazioni iterative	43
3.6 Stima della densità a posteriori	46
3.7 Funzioni di risposta a impulso (IRF)	52
3.8 Decomposizione della varianza dell'errore di previsione (FEVD)	56
4 Varianti del modello DSGE con canale finanziario	
4.1 Modello DSGE senza canale finanziario	59
4.2 Modello DSGE con regola di Taylor standard	64
4.3 Modello DSGE con errori di misura	70
4.4 Modello DSGE campione completo con canale finanziario	76
4.5 Modello DSGE campione completo senza canale finanziario	82
4.6 Modello DSGE campione completo con regola di Taylor standard	87
Conclusioni	93
Appendice tecnica	
A.1 Introduzione a Dynare	95
A.2 Codice Dynare	96
A.3 Convergenza Iterativa	98
Bibliografia	105

Introduzione

Questo lavoro stima un modello DSGE per l'economia statunitense al fine di identificare il ruolo dei mercati finanziari nel ciclo economico e le interazioni con la politica monetaria in questi ultimi due decenni. Sappiamo che è presente una stretta interconnessione tra la finanza e l'attività economica. I mercati finanziari possono influenzare la domanda aggregata e di conseguenza, anche l'inflazione. D'altra parte, le fluttuazioni dei mercati azionari sono fortemente collegate alle attese sulla futura evoluzione del ciclo economico, dell'inflazione e delle decisioni di politica monetaria. Per questo motivo, la banca centrale dovrebbe monitorare attentamente i mercati finanziari e intraprendere appropriate azioni di politica monetaria per evitare che elevate fluttuazioni dei mercati azionari possano influire negativamente sul sistema economico in generale.

Il modello che sarà utilizzato, in linea con i lavori di Nisticò (2007), Airaudò, Nisticò e Zanna (2008), e Castelnovo e Nisticò (2010), permetterà di testare l'influenza della finanza sulla domanda aggregata e se la Federal Reserve regola la politica monetaria anche in base ai movimenti dei mercati finanziari. Numerosi studi hanno già trattato questo problema verificando le interazioni tra la macro-finanza e il ciclo economico: analisi di tipo VAR come Lee (1992), Thorbecke (1997), Millard e Wells (2003), Neri (2004), Bjørnland e Leitemo (2008) e stime di modelli DSGE come Milani (2008), Castelnovo e Nisticò (2010) e Christiano, Motto e Rostagno (2010). Questi lavori hanno principalmente utilizzato una singola proxy empirica per catturare i movimenti dei prezzi azionari. Ad esempio Castelnovo e Nisticò (2010) stimano un modello DSGE del ciclo economico utilizzando l'indice S&P500 per calcolare una proxy empirica che rappresenti il mondo finanziario. Nonostante l'alta popolarità, questo indice rappresenta in modo molto approssimativo l'intero mondo finanziario. Inoltre, le analisi di Castelnovo e Nisticò (2010) vengono effettuate dal periodo che va dalla fine della seconda guerra mondiale a oggi; questo lungo periodo è caratterizzato da alcune instabilità su alcuni parametri chiave, ad esempio sulla condotta di politica monetaria statunitense come l'esperimento di Volcker (Clarida, Gali, Gertler (2000)).

L'uso di un indicatore sintetico che combina degli indici finanziari eterogenei può allargare la precisione delle stime dei parametri che caratterizzano le relazioni macro-finanziarie in un dato modello strutturale. Nel nostro lavoro empirico, per catturare i movimenti dei mercati finanziari in questi ultimi due decenni, considereremo un indicatore composito, il “Kansas City Financial Stress Index” (KCFSI) recentemente sviluppato da Hakkio e Keeton (2009). Questo indice è basato su undici variabili dei mercati finanziari, tipicamente monitorate dai policymakers e dagli analisti finanziari, ognuna delle quali cattura una o più caratteristiche chiave dello stress finanziario.

I risultati che emergeranno dall'analisi saranno i seguenti. Innanzitutto, i dati segnaleranno la presenza di una misura dello stress finanziario nella curva di domanda aggregata. Poi, si rileverà un'evidenza in favore di una sistematica reazione della Federal Reserve ai movimenti dello stress finanziario. Questo risultato può indicare che tra gli obiettivi della Federal Reserve, oltre alla stabilità dei prezzi e alla stabilizzazione del ciclo economico, è presente anche la stabilità finanziaria o che i policymakers statunitensi considerano gli indicatori finanziari come strumenti utili a prevedere i futuri movimenti di output e inflazione. Infine, le funzioni di risposta a impulso e l'analisi della decomposizione della varianza confermeranno che gli shock finanziari provocano una significativa reazione all'output gap, al tasso d'interesse e all'inflazione.

La struttura della tesi è la seguente. Il primo capitolo presenta una breve spiegazione della metodologia Bayesiana utilizzata per stimare il nostro modello. Il secondo capitolo descrive i fenomeni chiave che gli economisti generalmente associano allo stress finanziario e le variabili selezionate per rappresentare queste caratteristiche dello stress finanziario; poi spiega come le variabili vengono combinate per costruire il KCFSI, come l'indice deve essere usato per determinare la gravità dello stress e i canali attraverso i quali lo stress finanziario può influire sull'economia. Il terzo capitolo mostra la struttura del modello empirico utilizzato, le analisi svolte e i risultati ottenuti. Nel quarto capitolo, infine, vengono stimati delle varianti del nostro modello al fine di valutarne la robustezza.

1 Stima Bayesiana dei modelli DSGE

Questo lavoro sviluppa e stima dei modelli DSGE (modelli stocastici di equilibrio economico generale). Il modello DSGE tenta di spiegare i fenomeni che coinvolgono gli aggregati economici, come la crescita economica, il ciclo economico e gli effetti della politica monetaria e fiscale. Essi sono quindi dinamici nel senso che studiano come evolve il sistema economico nel tempo e sono inoltre stocastici perché tengono conto del fatto che sono presenti gli shock casuali.

Una delle ragioni principali per cui i macroeconomisti hanno cominciato a utilizzare questi modelli, preferendoli ai tradizionali modelli di previsione come i VAR e i SEM, è il fatto che questi non sono soggetti alla critica di Lucas. Secondo Lucas, infatti, i modelli in forma ridotta fanno previsioni poco probabili perché si basano sulle correlazioni passate osservate sulle variabili. Egli sostiene, infatti, che tali relazioni potrebbero cambiare quando vengono introdotte nuove politiche, rendendo non valide le previsioni condizionate alle politiche precedenti. I modelli DSGE superano questa critica perché sono costruiti sulla base delle preferenze degli agenti, ai quali è possibile chiedere se le politiche considerate sono Pareto ottimali o anche come essi soddisfino altri criteri di benessere sociale derivanti dalle loro preferenze.

Per stimare i modelli DSGE si utilizza la statistica Bayesiana il cui principale strumento è il teorema di Bayes. Si attribuiscono delle distribuzioni a priori ai parametri che non dipendono dalle osservazioni. Informazione a priori e verosimiglianza vengono poi combinate attraverso il teorema di Bayes per dare la distribuzione a posteriori.

La distribuzione a priori può essere considerata come se fungesse da peso per la verosimiglianza, in modo da assegnare maggiore importanza ad alcune zone dello spazio parametrico. Quindi, considerando θ il vettore dei nostri parametri, x le osservazioni del nostro modello, $\pi(\theta)$ la nostra distribuzione a priori e $f(x|\theta)$ la verosimiglianza del modello otteniamo:

$$\pi(\theta|x) = \frac{\pi(\theta)f(x|\theta)}{\int_{\Theta} f(x|\theta)\pi(\theta)d\theta} \propto \pi(\theta)f(x|\theta)$$

Si noti che l'integrale a denominatore serve a garantire $\int_{\Theta} \pi(\theta|x) = 1$.

Si ha quindi:

informazione post – sperimentale

$\propto$ *informazione pre – sperimentale* $\times$ *informazione sperimentale*

Come in altri lavori di Villaverde e Ramirez (2001), Schorfheide (2000) e Landon-Lane (2000), applichiamo l'analisi Bayesiana fondamentalmente per due motivi. Primo, quest'approccio ci permette di formalizzare l'uso delle distribuzioni a priori provenienti dai precedenti studi macroeconomici e di creare un collegamento con la letteratura passata. Secondo, da un punto di vista pratico, l'uso delle distribuzioni a priori per i parametri strutturali rende più stabile l'ottimizzazione non lineare dell'algoritmo.

Per stimare la funzione di verosimiglianza viene utilizzato il filtro di Kalman, che permette di aggiornare la verosimiglianza ogniqualvolta arriva una nuova osservazione. Si possono utilizzare due metodi: filtraggio oppure smoothing. Con il filtraggio si ottiene la stima dello stato al tempo t disponendo delle osservazioni fino al tempo t ; mentre per lo smoothing si ottiene la stima al tempo t , disponendo però delle osservazioni fino al tempo n , dove $n > t$.

Per ottenere la distribuzione a posteriori è necessario simularla attraverso l'algoritmo Metropolis-Hastings che opera in due stadi. Al primo stadio cerca la moda della densità a posteriori, cioè il punto più probabile della distribuzione. Poi per simulare la distribuzione a posteriori fino alle code prosegue in questo modo: sceglie un punto θ' con $\theta' = \theta + \varepsilon$ dove $\varepsilon \sim N(0, \Sigma)$ e Σ è l'inverso della matrice Hessiana calcolata nella moda della distribuzione a posteriori. Questo punto θ' viene sorteggiato a caso, tramite un processo chiamato random walk Metropolis-Hastings, e solitamente si sceglie un numero molto alto di pescate, di cui una parte viene poi eliminata, al fine di convergere alla distribuzione ergodica della posteriori. Nel nostro caso specifico scegliamo di fare 600.000 pescate ed eliminiamo poi la prima metà dei sorteggi.

In seguito per decidere se accettare o meno questo punto scelto a caso, si prende il rapporto

$$r = f(\theta'|x) / f(\theta|x)$$

e lo si confronta con un punto, chiamiamolo u , che è una realizzazione da una distribuzione $U(0,1)$. Se $r > u$, θ' viene accettato altrimenti si rifiuta.

Questo procedimento deve essere ripetuto un numero sufficientemente alto di volte in modo da ottenere una quantità elevata di punti θ' accettati che saranno quelli che poi ci daranno la distribuzione a posteriori.

Una cosa da notare è che in questo meccanismo un ruolo importante è giocato da Σ , anzi più precisamente è fondamentale il fattore scalare c posto davanti a esso, cioè $\varepsilon \sim N(0, c\Sigma)$, perché tanto più c è piccolo tanto più il rapporto r è elevato e viceversa. Inoltre questa matrice di varianza e covarianza del termine di errore viene aggiustata in modo da ottenere un tasso di accettazione dei valori compreso tra il 23% e il 40%. Si sceglie questo intervallo di accettazione per evitare di cadere nei due casi estremi, cioè quello di accettare sempre oppure di rifiutare sempre. Infatti se accettassimo sempre, perderemmo probabilmente troppo tempo sulle code e quindi rifiutiamo un po' sulle code per accettare un po' di più nella parte alta della distribuzione. Nel caso opposto invece, cioè quello che rifiuta sempre, riusciremmo solo a trovare la moda della distribuzione a posteriori ma non saremmo in grado di disegnare il resto della distribuzione che è invece l'obiettivo di questo metodo di simulazione.

2 Kansas City Financial Stress Index

2.1 Caratteristiche chiave dello stress finanziario

In termini generali, lo stress finanziario può essere pensato come un'interruzione del normale funzionamento dei mercati finanziari. Concordare in una più specifica definizione non è facile, dato che non esistono due episodi di stress finanziario che sono esattamente gli stessi. Tuttavia gli economisti tendono ad associare alcuni fenomeni chiave con lo stress finanziario. La relativa importanza di questi fenomeni può cambiare da un episodio di stress a un altro. Comunque, ogni episodio sembra coinvolgere almeno uno dei fenomeni e spesso tutti.

Aumento dell'incertezza sul valore fondamentale di un asset

Un segno comune dello stress finanziario è l'aumento dell'incertezza tra finanziatori e investitori sui valori fondamentali degli asset finanziari. Il valore fondamentale di un asset è il valore attuale scontato dei flussi di cassa futuri, come dividendi e pagamenti d'interesse. Un aumento dell'incertezza su questi valori tipicamente provoca una maggiore volatilità dei prezzi degli asset nel mercato. In alcuni casi, quest'aumento dell'incertezza riflette una maggiore incertezza sulle prospettive dell'economia nel suo complesso e per specifici settori. I flussi di cassa prospettici di azioni, obbligazioni e crediti dipendono tutti dalle future condizioni economiche. Di conseguenza, una maggiore incertezza sullo stato dell'economia rende i finanziatori e gli investitori meno sicuri sui valori attuali scontati di questi flussi di cassa. Un aumento dell'incertezza sui valori degli asset avviene anche quando innovazioni finanziarie rendono difficoltoso assegnare probabilità a differenti risultati. Questo tipo d'incertezza, il cui rischio è visto sconosciuto e non misurabile, detta incertezza di Knightian, tende a presentarsi quando avvengono per la prima volta perdite su un nuovo strumento finanziario (ad esempio i complessi prodotti strutturati come i CDO nella recente crisi dei mutui subprime). Privi di un'esperienza storica sulla quale basarsi gli investitori non possono nemmeno dare un giudizio sulle probabilità di rendimento dei nuovi prodotti.

Un aumento dell'incertezza sui valori fondamentali degli asset provoca un aumento della volatilità dei prezzi degli asset causata dagli investitori che reagiscono più fortemente alle nuove informazioni. Supponiamo, per esempio, che il prezzo massimo che un investitore è disposto a pagare per un'azione di una società dipenda dalla sua stima sulla redditività di lungo periodo dell'azienda. Supponiamo anche che l'investitore rivede le sue stime ogni qualvolta riceva nuove informazioni sulle prospettive di profitto dell'azienda. Quindi quanto maggiore sarà l'incertezza iniziale dell'investitore sulla redditività di lungo periodo dell'azienda, più l'investitore rivedrà le sue stime sulla redditività dell'azienda in risposta a una nuova informazione cambiando il prezzo di offerta. Quindi un aumento dell'incertezza sui valori fondamentali delle azioni porterà un aumento della volatilità dei prezzi di quelle azioni.

Aumento dell'incertezza sul comportamento degli altri investitori

Un'altra forma d'incertezza che spesso aumenta durante le crisi finanziarie e contribuisce alla volatilità dei prezzi degli asset è l'incertezza sul comportamento degli altri investitori. Per un asset che deve essere venduto prima della scadenza, il rendimento atteso di un investitore può dipendere più dalle azioni degli altri investitori che dal valore alla maturità o di lungo periodo dell'asset. Keynes notò che l'incentivo dell'individuo è anticipare “quale opinione media si attende di essere l'opinione media”. Questo tipo di comportamento ricorsivo diventa più prevalente quando banche e risparmiatori cominciano ad avere più incertezza sui valori fondamentali degli asset. Quindi, tende a presentarsi nella stessa situazione dell'incertezza di Knightian, cioè quando gli investitori scoprono che le loro assunzioni su un nuovo prodotto finanziario erano scorrette e hanno una minima esperienza storica sulla quale basare le loro opinioni.

Come per l'incertezza sui fondamentali, l'incertezza sul comportamento degli altri investitori tende a mostrarsi in un aumento della volatilità dei prezzi degli asset. Quando gli investitori basano le loro decisioni sulle decisioni di loro stessi i prezzi degli asset finanziari diventano meno legati ai valori fondamentali. Pertanto i prezzi diventano ancora più volatili.

Aumento dell'informazione asimmetrica

Un terzo segno comune di stress finanziario è un aumento dell'asimmetria dell'informazione tra finanziatori e beneficiari dei prestiti o tra compratori e venditori di asset finanziari. C'è informazione asimmetrica quando i richiedenti di un mutuo conoscono di più sulle loro vere condizioni finanziarie rispetto ai prestatori, o quando i venditori hanno maggiori informazioni sulla vera qualità dei loro asset rispetto ai compratori. Gap d'informazione come questi possono portare problemi di selezione avversa o moral hazard, incrementando il costo medio del denaro per imprese e famiglie. Supponiamo, per esempio, che gli investitori conoscano il rischio medio di un gruppo di aziende che emettono obbligazioni, ma non sono in grado di distinguere un'azienda di alta qualità del gruppo da una di bassa qualità. Gli investitori quindi richiederanno un tasso d'interesse sui bond appropriato per una società di medio rischio. Ma allo stesso tempo, aziende di alta qualità potrebbero contare sui loro fondi interni piuttosto che emettere obbligazioni. In questo caso, verrà a galla un problema di selezione avversa: il mix di società che emettono bond peggiorerà, portando gli investitori a chiedere un più alto tasso di rendimento.

L'informazione asimmetrica durante un periodo di stress finanziario può peggiorare per due ragioni. Primo, la variazione nella vera qualità dei finanziatori o degli asset finanziari potrebbe aumentare. Supponiamo, per esempio, che ognuno sia assolutamente convinto che la garanzia su un particolare tipo di prestito aumenterà di valore. Quindi i prestatori vedranno tutti i prestiti di quel tipo come sicuri, senza riguardo sui futuri profitti dei loro beneficiari. Ma ora supponiamo che ognuno si aspetta una diminuzione del valore della garanzia (ad esempio perché è scoppiata una bolla immobiliare). Quindi i beneficiari con un basso reddito avranno un maggiore rischio rispetto a quelli con un alto reddito, perché i beneficiari con un basso reddito saranno meno in grado di pagare i loro prestiti se il valore della garanzia cade sotto l'ammontare dovuto al prestito. Quindi, se i finanziatori avranno difficoltà nel determinare il reddito dei loro beneficiari, si porrà un problema di asimmetria d'informazione. I beneficiari si differenzieranno nel loro vero rischio e ogni mutuatario avrà una migliore idea del suo rischio rispetto al prestatore. La seconda ragione per la quale l'informazione asimmetrica può peggiorare in una crisi finanziaria è quando i prestatori perdono fiducia sull'accuratezza delle loro informazioni sui beneficiari. Supponiamo, per esempio, che l'emettitore di un'obbligazione conosca il suo vero rischio di default, ma che

gli investitori facciano affidamento su un'agenzia di rating che determina quel rischio. Se gli investitori cominciano ad avere dubbi sull'obiettività di quei rating, aumenterà l'incertezza su quali bond avranno maggior probabilità di rimborso o di default. Un'altra volta ancora si porrà un problema d'informazione asimmetrica, con gli emettitori di bond che conoscono maggiormente il loro vero rischio rispetto agli investitori.

Diminuzione della volontà di tenere asset rischiosi (flight to quality)

Un segno comune di stress finanziario è una brusca diminuzione della volontà di tenere asset finanziari rischiosi. Tale cambiamento nelle preferenze porterà finanziatori e investitori a chiedere rendimenti attesi più alti per gli asset rischiosi e rendimenti più bassi per gli asset sicuri. Quest'allontanamento dagli asset rischiosi è detto “flight to quality” (corsa verso la qualità). La conseguenza è un allargamento dello spread tra i tassi di rendimento dei due tipi di asset (rischiosi e sicuri) e un aumento del costo del denaro per i relativi rischi dei beneficiari dei prestiti.

Alcune teorie sulle crisi finanziarie enfatizzano la tendenza per finanziatori e investitori a sottostimare il rischio durante i periodi di espansione economica e a sovrastimarli durante i conseguenti crolli. Finanziatori e investitori tendono a diventare compiacenti durante periodi di prolungata stabilità economica dimenticando le loro precedenti perdite. Durante questi periodi, gli investitori sono specialmente pronti a ignorare i rischi “fat-tail”, cioè la non trascurabile probabilità di perdite estreme. Tal euforia potrebbe portare ad alcuni cattivi investimenti, con delle conseguenti perdite da sostenere. Quando i risparmiatori si rendono conto che tali perdite sono possibili, la loro euforia diventa tristezza, portandoli a sovrastimare il rischio di perdita. Un'altra ragione per la quale gli investitori sono meno propensi a tenere asset rischiosi e che il loro appetito per il rischio cade. Supponiamo, per esempio, che le persone diventano più incerte sul futuro stato dell'economia e quindi più incerte sul loro futuro reddito. Loro quindi avranno più ragioni di preoccuparsi sulle perdite subite in investimenti rischiosi quando possono almeno permetterselo, cioè non quando il loro reddito e i loro consumi saranno già bassi per via del rallentamento dell'economia. In questi casi, finanziatori e investitori richiederanno un maggior compenso per tenere asset rischiosi, facendo abbassare i rendimenti degli asset sicuri.

Diminuzione della volontà di tenere asset illiquidi (flight to liquidity)

L'ultimo segno di stress finanziario è una netta diminuzione della propensione di tenere asset illiquidi. Il proprietario di un asset illiquido sa che in caso abbia un inatteso e improvviso bisogno di denaro, non riuscirà molto probabilmente a vendere tale asset a un prezzo vicino al suo valore fondamentale. In alcuni casi, l'asset è illiquido perché il mercato secondario¹ per l'asset è poco ampio, cioè pervengono ordini non consistenti (in termini di volumi) in acquisto e vendita, così che vendere una grande quota dell'asset, ha un largo effetto sul prezzo. Durante le crisi finanziarie gli investitori diventano meno propensi a tenere asset illiquidi e più propensi a tenere asset liquidi. L'effetto di questa corsa verso la liquidità è un allargamento dello spread tra i tassi di rendimento dei due tipi di asset e l'aumento del costo del denaro per le aziende che emettono strumenti finanziari illiquidi.

Un “flight to liquidity”(corsa verso la liquidità) può verificarsi per due ragioni: un aumento della domanda di liquidità per proteggersi contro un inaspettato bisogno di denaro o una diminuzione nella liquidità percepita di alcuni asset. Per vedere come la domanda di liquidità potrebbe aumentare, si richiama che una caratteristica dello stress finanziario è un aumento della volatilità dei prezzi degli asset. Tale aumento della volatilità, aumenta le probabilità che un investitore che opera utilizzando la leva finanziaria, avrà da liquidare alcuni dei suoi asset per incontrare margini di call. Un aumento della volatilità dei prezzi degli asset aumenta anche le probabilità per gli intermediari finanziari come gli hedge funds e i mutual funds di liquidare gli asset per incontrare i rimborsi. Per proteggersi da tali eventi, gli investitori e le istituzioni finanziarie cercano di rinforzare i loro patrimoni con asset liquidi.

L'altra possibile causa di una corsa verso la liquidità è la riduzione nella liquidità percepita degli asset. Come notato prima, lo stress finanziario è spesso associato con un aumento dell'informazione asimmetrica tra compratori e venditori degli asset. In tali circostanze, la selezione avversa può portare i valori di mercato di alcuni asset a cadere molto sotto i loro fondamentali, i valori alla maturità. Gli investitori vedranno questi asset come illiquidi,

¹ Il mercato finanziario secondario è il luogo dove sono già trattati i titoli già in circolazione, che vi rimangono fino alla loro eventuale scadenza. Ogni titolo nasce sul mercato primario e dopo l'emissione e il collocamento passa al secondario, in cui vengono raccolte tutte le operazioni dalla seconda in poi.

perché non possono essere venduti per raccogliere denaro senza avere una sostanziale perdita.

2.2 Costruzione dell'indice globale dello stress finanziario

L'obiettivo di Hakkio e Keeton (2009) è costruire un indice in grado di catturare tutte le caratteristiche chiave dello stress finanziario discusse nel precedente sottocapitolo. Questa sezione descrive le variabili incluse nell'indice e quali caratteristiche dello stress finanziario sono catturate da ogni variabile, poi spiega come le variabili vengono combinate per creare l'indice globale dello stress finanziario.

Variabili incluse nell'indice dello stress finanziario

Diversi criteri sono stati usati nel selezionare le variabili per il KCFSI. Primo, ogni variabile deve rappresentare una o più caratteristiche chiave dello stress finanziario. Secondo, ogni variabile deve riflettere i prezzi e i rendimenti dei mercati finanziari, sulla base del fatto che i prezzi e i rendimenti del mercato incorporano il più grande ammontare d'informazione e sono i più veloci a riflettere i cambiamenti delle condizioni finanziarie. Terzo, ogni variabile deve essere disponibile almeno in base mensile, per costruire un indice di stress finanziario mensile. Ultimo, ogni variabile deve essere disponibile almeno dal 1990, al fine di valutare l'abilità del KCFSI a identificare passati episodi di stress finanziario. Questi criteri hanno portato alla selezione di undici variabili, ognuna delle quali è spiegata qui sotto.

LIBOR/T-Bill spread a 3 mesi (TED spread). Il London Interbank Offered Rate (LIBOR) rappresenta il tasso al quale ogni banca presta denaro a un'altra nel breve periodo. Si tratta di un tasso variabile, calcolato giornalmente dalla British Bankers' Association in base ai tassi d'interesse richiesti per cedere a prestito depositi in dollari americani da parte delle principali banche operanti sul mercato londinese. Durante le normali condizioni di mercato, le banche prestano ad altre banche a tassi leggermente superiori ai tassi del Tesoro. C'è un basso rischio legato al prestito a una banca, perché, a differenza del Tesoro americano, le banche possono andare in crisi e non essere in grado di ripagare i prestiti ottenuti. Durante le crisi nei mercati finanziari, quando le banche sono in estrema difficoltà, il tasso del LIBOR sale sensibilmente rispetto ai titoli di stato (aumentando il TED spread)

per due ragioni: perché le banche che prestano temono che il prestito non possa essere rimborsato (rischio di default), o perché le banche temono di avere un inaspettato bisogno di denaro prima che il prestito sia rimborsato (rischio di liquidità). Se le banche che concedono dei prestiti hanno difficoltà nel determinare quali banche che prendono in prestito hanno maggiori rischi, può anche presentarsi un problema di selezione avversa aumentando ulteriormente il TED spread. Quindi il TED spread può catturare tre distinti aspetti dello stress finanziario: flight to quality, flight to liquidity, e asimmetria d'informazione tra compratori e venditori di asset finanziari.

Swap spread a 2 anni. Lo swap d'interessi (interest rate swap) è un contratto che prevede lo scambio periodico di flussi di cassa tra due operatori. Per esempio, un soggetto A può acquistare un bond a tasso variabile e corrispondere gli interessi che percepisce a un soggetto B. B, a sua volta, acquista un bond a tasso fisso, percepisce gli interessi variabili di A e gli gira gli interessi a tasso fisso. Di solito i pagamenti del tasso variabile si basano sul tasso LIBOR a breve periodo. Il tasso fisso è spesso espresso come il rendimento del titolo di stato americano della stessa scadenza più uno spread sopra quel rendimento. Questo spread è positivo per due ragioni. Primo, il LIBOR nel quale si basano i pagamenti del tasso variabile generalmente supera il tasso a breve periodo del Tesoro americano, per compensare le banche che concedono i prestiti dal rischio di default e dal rischio di liquidità. Di conseguenza, un investitore sarà d'accordo nel fare un pagamento a tasso variabile in cambio di pagamenti a tasso fisso solo se guadagnerà più del comparabile rendimento del Tesoro a lungo periodo. La seconda ragione per cui lo swap spread è positivo è che il pagamento a tasso fisso è meno liquido di un bond del Tesoro della stessa scadenza, il quale può essere sempre venduto in breve tempo nel mercato secondario. Queste spiegazioni per lo spread positivo sullo swap d'interessi suggeriscono che un aumento dello swap spread a 2 anni riflette due caratteristiche del stress finanziario: flight to quality (timore che l'aumento del rischio di default nel mercato del prestito interbancario farà salire il LIBOR) o flight to liquidity (timore di aver bisogno di fondi prima della scadenza del swap o timore che un aumento del rischio di liquidità nel mercato interbancario farà salire il LIBOR).

Off-the-run/on-the-run Treasury spread a 10 anni. Per una particolare scadenza, il Treasury bond on-the-run è l'emissione più recente del titolo a quella scadenza. I titoli del Tesoro off-the-run sono le precedenti emissioni della stessa scadenza. Il mercato per un bond del Tesoro off-the-run non è così profondo² come per il mercato on-the-run della stessa scadenza. Di conseguenza, un investitore che tiene un titolo off-the-run affronta un maggior rischio nel caso abbia un improvviso bisogno di denaro. Per compensare questo rischio di liquidità il rendimento di un titolo off-the-run deve superare il rendimento di un titolo on-the-run. Lo spread tra i due rendimenti cresce quando gli investitori aumentano la loro attenzione sul rischio di avere un inaspettato bisogno di denaro. Quindi, questo indice fornisce una buona misura del flight to liquidity che spesso si verifica durante le crisi finanziarie.

Aaa/Treasury spread a 10 anni. Sebbene le obbligazioni corporate classificate Aaa da Moody's abbiano un piccolo o nessun rischio di default, i loro rendimenti sono generalmente più alti rispetto ai Treasury bond con simili scadenze. Il motivo per la differenza dei rendimenti è che anche il più sicuro corporate bond tende a essere meno liquido di un Treasury bond. Di conseguenza, un allargamento dello spread dei rendimenti tra il Moody's Aaa bond index e il Treasury a 10 anni fornisce un'altra misura del flight to liquidity durante periodi di stress finanziario.

Baa/Aaa spread. I corporate bond classificati Baa sono la più bassa classificazione di Moody's per considerarli investment-grade. Durante le espansioni economiche, il rendimento di questi bond può superare il rendimento degli Aaa bond perché gli investitori percepiscono il rischio di default per un Baa basso quasi come un Aaa. Ma se gli investitori cominciassero a preoccuparsi dello stato dell'economia e sulla salute finanziaria delle società con una peggiore classificazione, assegnerebbero una più alta probabilità di default ai bond Baa. In queste circostanze, il rendimento dei Baa andrà sopra il rendimento degli Aaa per compensare agli investitori il rischio percepito più alto dei Baa bond. Tale aumento dello spread non è necessariamente un segno di stress finanziario se i cambiamenti nelle credenze dei rischi di default sono ben fondati. Ma in alcuni casi, un aumento del

² Un mercato è profondo se la domanda e l'offerta sono ben articolate, cioè esprimono con continuità diverse articolazioni di prezzo e quantità; eventuali squilibri fra domanda e offerta trovano espressione in un prezzo immediatamente superiore o inferiore.

pessimismo degli investitori può rappresentare una sovra-reazione a un prolungato periodo di eccessivo ottimismo. In altri casi, gli investitori chiedono un rendimento maggiore per i bond Baa, non per un aumento del rischio di default percepito, ma per una diminuzione della volontà a sopportare tali rischi. In entrambi i casi, l'aumento del Baa/Aaa spread riflette un flight to quality. Durante questi periodi, gli investitori possono anche cominciare a preoccuparsi che alcuni Baa bond sono più rischiosi di altri. Se è così, si porrà un problema di selezione avversa portando i tassi Baa ancora più in alto rispetto ai rendimenti Aaa. Quindi, il Baa/Aaa spread può anche catturare un aumento dell'asimmetria nell'informazione.

Bond ad alto rendimento/Baa spread. I bond ad alto rendimento, conosciuti anche come “junk bond”, sono obbligazioni corporate con un rating troppo basso per essere considerati investment-grade. La differenza di rendimento tra i Baa e gli junk bond è ancora più alta rispetto a quella tra i Baa e gli Aaa. Di conseguenza, dovrebbe esserci un'ancora maggiore tendenza per lo Junk/Baa spread ad aumentare in risposta a un flight to quality o un aumento nell'asimmetria dell'informazione. Inoltre questo spread può catturare la corsa verso la qualità. I bond ad alto rendimento tendono ad avere un mercato meno ampio³ rispetto agli investment-grade bond, in parte perché sono emessi in piccole quantità e in parte perché investitori istituzionali come i fondi pensioni non possono investire in questi bond. Quindi, quando gli investitori diventano più preoccupati sull'improvviso bisogno di denaro, gli junk bond tendono ad andare ancora più in alto rispetto ai rendimenti Baa per compensare gli investitori a tenere titoli meno liquidi.

Consumer ABS/Treasury a 5 anni spread. I consumer asset-backed securities sono strumenti finanziari garantiti da un pool di crediti derivanti dall'utilizzo delle carte di credito, ai crediti per l'acquisto di automobili, ai prestiti connessi agli studenti. Queste obbligazioni sono tipicamente emesse in tranche, con la senior tranche che riceve il più alto rating perché ha il diritto di pegno sui crediti sottostanti. Durante le espansioni economiche, le senior tranche sono considerate con un basso rischio perché i crediti sottostanti sono geograficamente diversificati e quindi molto improbabili dal default allo stesso tempo. Di conseguenza, lo spread tra titoli di stato americano della stessa scadenza è basso.

³ Un mercato è ampio se sul mercato pervengono ordini consistenti (in termini di volumi) in acquisto e vendita cioè quando la domanda è rilevante e sufficiente a soddisfare le vendite.

In un periodo di corsa verso la qualità, comunque, gli investitori potrebbero essere più concentrati sul rischio di default dei consumatori e richiedere una più alta compensazione per tenere questi titoli, come nel caso dei bond ad alto rendimento. Gli ABS sono anche suscettibili a un aumento dell'asimmetria dell'informazione tra compratori e venditori di asset finanziari. Gli emittitori di ABS hanno un incentivo a cartolarizzare⁴ solo crediti di alta qualità per preservare la loro reputazione nel lungo periodo. Durante periodi di stress finanziario, comunque, alcuni emittitori potrebbero essere tentati nel mantenere crediti di alta qualità nel loro bilancio e cartolarizzare crediti di bassa qualità. Sospettando tale comportamento, gli investitori possono domandare rendimenti nettamente più alti sugli ABS.

Correlazione tra rendimenti in azioni e rendimenti in bond del Tesoro. In periodi di solidità finanziaria ed economica, i rendimenti in azioni e in bond governativi, o sono incorrelati, o si muovono assieme in risposta ai cambiamenti del tasso scontato privo di rischio. Durante le crisi, invece, investitori vedono il mercato azionario molto più rischioso rispetto ai titoli di stato. In questo caso, sposteranno i loro investimenti dalle azioni ai bond portando i rendimenti dei due asset a muoversi in direzioni opposte. Alcuni studi, confermano che durante le crisi finanziarie la correlazione tra rendimenti azionari e rendimenti dei bond governativi tende a diventare negativa portando un'altra misura di flight to quality. Viene utilizzato il valore negativo della correlazione nel KCFSI, così un aumento della misura corrisponde a un aumento del financial stress.

Volatilità implicita dei prezzi del mercato azionario globale (VIX). Il CBOE Volatility Index (VIX) è una misura della volatilità attesa dell'S&P500 basata sul mercato dei prezzi delle opzioni. Le opzioni call e put sono molto più importanti quando ci si aspetta un mercato altamente volatile perché l'opzione ha una maggiore probabilità di finire "in the money". Il VIX sfrutta questa relazione tra volatilità e prezzi delle opzioni per calcolare il movimento verso l'alto o verso il basso dell'indice nel mese successivo. Una misura complessiva della volatilità dei prezzi delle azioni cattura sia l'incertezza sui valori fondamentali, sia l'incertezza sul comportamento degli altri investitori.

⁴ Il termine cartolarizzazione sta a indicare quell'operazione finanziaria messa in atto da un soggetto che consiste nella trasformazione di determinate tipologie di attività, presenti a bilancio e illiquide, in titoli di liberi circolazione sui mercati finanziari.

Volatilità idiosincratICA dei prezzi delle società bancarie in borsa. Le società bancarie giocano un ruolo chiave nel sistema finanziario come fonti di credito e liquidità per i loro consumatori. La volatilità idiosincratICA dei prezzi delle azioni bancarie è la volatilità del rendimento inatteso delle azioni bancarie, cioè la porzione di rendimento che non può essere spiegata dai movimenti del totale mercato azionario. Questa misura è espressa come deviazione standard dei rendimenti giornalieri inattesi durante il mese ed è calcolata utilizzando l'SNL bank stock index e l'S&P500. La misura è finalizzata a catturare le stesse caratteristiche dello stress finanziario che cattura il VIX, ma solo per il settore bancario.

Dispersione cross-section dei rendimenti azionari delle società bancarie. Se gli investitori diventano più incerti sulla relativa qualità delle banche, ma ogni banca conosce perfettamente la propria qualità, l'asimmetria d'informazione tra investitori e banche aumenterà. Una misura dell'incertezza degli investitori sulla relativa qualità è la dispersione cross-section dei rendimenti inattesi delle azioni bancarie, cioè la porzione del rendimento dell'azione bancaria che non si può spiegare con i movimenti dell'intero mercato azionario.

Tabella 2.1: variabili incluse nel KCFSI

Variabile	Aspetti dello stress finanziario rappresentati dalla variabile
LIBOR/T-Bill spread a 3 mesi (TED spread)	Flight to quality, flight to liquidity, aumento dell'informazione asimmetrica
Swap spread a 2 anni	Flight to quality, flight to liquidity
Off-the-run/on-the-run Treasury spread a 10 anni	Flight to liquidity
Aaa/Treasury spread a 10 anni	Flight to liquidity
Baa/Aaa spread	Flight to quality, aumento dell'informazione asimmetrica
Bond ad alto rendimento/Baa spread	Flight to quality, flight to liquidity, aumento dell'informazione asimmetrica
Consumer ABS/Treasury spread a 5 anni	Flight to quality, aumento dell'informazione asimmetrica
Valore negativo della correlazione tra rendimenti in azioni e rendimenti in bond del Tesoro	Flight to quality
Volatilità implicita dei prezzi del mercato azionario globale (VIX)	Aumento dell'incertezza sui valori fondamentali degli asset e sul comportamento degli altri investitori
Volatilità idiosincratICA dei prezzi delle società bancarie in borsa	Aumento dell'incertezza sui valori fondamentali degli asset e sul comportamento degli altri investitori
Dispersione cross-section dei rendimenti azionari delle società bancarie	Aumento dell'informazione asimmetrica

Combinazione delle variabili nell'indice di stress finanziario

Le variabili appena descritte catturano una o più caratteristiche dello stress finanziario. Di conseguenza, le variabili dovrebbero avere la stessa tendenza a muoversi assieme come cambia il grado di stress finanziario. Comunque, ogni variabile può cambiare anche per altre ragioni non direttamente legate allo stress finanziario. Per esempio, anche senza un flight to quality, lo junk bond/Baa spread potrebbe allargarsi perché gli investitori si aspettano un abbassamento dell'economia che incentiverà i tassi di default. Similmente, l'Aaa/Treasury spread potrebbe allargarsi, non per un flight to liquidity, ma per un'effettiva o prevista diminuzione delle emissioni di bond governativi. Quindi, mentre lo stress finanziario potrebbe portare le variabili a muoversi assieme, altri fattori non legati allo stress finanziario potrebbero allo stesso tempo portarle a divergere. Infatti, calcolando le correlazioni tra le variabili dal Febbraio 1990 a Marzo 2009 risulta che la correlazione media è 0.57 (Hakkio e Keeton (2009)). Questo implica che le variabili si muovono assieme ma non in sincronia.

Come possono essere combinate le 11 variabili in un indice generale di stress finanziario? Lo stress finanziario è assunto essere il fattore più responsabile del co-movimento delle variabili. Questo fattore è poi identificato col metodo delle componenti principali⁵. Il primo step è esprimere le 11 variabili nella stessa unità sottraendo la media del campione e dividendo per la deviazione standard. Lo step successivo è calcolare i coefficienti di queste variabili nell'indice. Questi coefficienti sono scelti in modo che l'indice possa spiegare l'ammontare massimo possibile della variazione totale delle 11 variabili. I coefficienti sono anche scalati in modo che la deviazione standard dell'indice sia uguale a 1. Dato che le variabili sono state standardizzate, il coefficiente di ogni variabile rappresenta l'effetto sull'indice del cambiamento di una deviazione standard in quella variabile. Quindi, realizzazioni positive (negative) dell'indice segnalano un livello di stress finanziario più alto (più basso) rispetto alla sua media di lungo periodo. La tabella mostra i coefficienti ottenuti con questo metodo usando i dati dal Febbraio 1990 a Marzo 2009. Il range dei coefficienti va dal valore più basso 0.081 del stock-bond correlation al più alto 0.130 del VIX e dell'ABS spread. Queste differenze possono sembrare piccole ma sono economicamente

⁵ L'analisi delle componenti principali è una tecnica statistica che permette di ottenere una riduzione della complessità del numero di fattori che spiegano un fenomeno. Si propone quindi di determinare un numero di variabili latenti più ristretto e riassuntivo rispetto al numero di variabili di partenza.

importanti. Implicano, per esempio, che il cambiamento di una deviazione standard nel VIX ha un effetto sul KCFSI una volta e mezzo più grande rispetto al cambiamento di una deviazione standard sul stock-bond correlation. L'ultima riga della tabella mostra che il 61.4% della variazione totale nelle 11 variabili nel periodo campionato è spiegato dall'indice. Questo numero misura la tendenza delle 11 variabili a muoversi assieme che è assunta dal risultato che ogni variabile cattura una caratteristica chiave dello stress finanziario.

Tabella 2.2: Stime dei coefficienti sulle variabili del KCFSI da Febbraio 1990 a Marzo 2009 (Hakkio e Keeton(2009))

Variabile	Coefficiente nel KCFSI
TED spread	0.099
Swap spread a 2 anni	0.116
Off-the-run/on-the-run Treasury spread a 10 anni	0.107
Aaa/Treasury spread a 10 anni	0.107
Baa/Aaa spread	0.125
Bond ad alto rendimento/Baa spread	0.124
Consumer ABS/Treasury a 5 anni spread	0.130
Correlazione tra rendimenti in azioni e rendimenti in bond del Tesoro	0.081
Volatilità implicita dei prezzi del mercato azionario globale (VIX)	0.129
Volatilità idiosincratICA dei prezzi delle società bancarie in borsa	0.130
Dispersione cross-section dei rendimenti azionari delle società bancarie	0.116
Percentuale della variazione totale delle variabili spiegata dal KCFSI	61.4

2.3 Uso dell'indice per identificare lo stress finanziario

Il principale obiettivo del KCFSI è aiutare i policymakers a determinare se lo stress finanziario è abbastanza alto per essere una seria preoccupazione. Come questo indice può essere usato per identificare un alto stress finanziario nel futuro?

In un periodo come l'autunno del 2008, un indice di stress finanziario come il KCFSI potrebbe essere così alto che ognuno concorderebbe nel dire che lo stress finanziario è un serio problema. In altri periodi, però, potrebbe non essere così ovvio se l'indice di stress è abbastanza alto per ritenerlo una preoccupazione. Ci sono dei possibili modi per affrontare questo problema.

Un approccio è classificare lo stress finanziario come grave quando l'indice supera la media storica di un certo numero di deviazioni standard. Un problema con quest'approccio è che il numero di deviazioni standard con il quale l'indice supera la media in una certa data può cambiare drasticamente aggiungendo osservazioni al campione. Di conseguenza, un mese potrebbe essere classificato come uno con elevato stress finanziario prima dell'aggiunta delle nuove osservazioni, ma come un mese con basso stress finanziario dopo l'aggiunta delle nuove osservazioni. Consideriamo, a una soglia di 2 deviazioni standard sopra la media per ritenere lo stress una seria preoccupazione. Consideriamo, per esempio, il mese di Ottobre 1998, quando lo stress finanziario era abbastanza alto a causa del default del debito russo e della crisi LTCM. Stimando il KCFSI usando solo i dati fino a Giugno 2007, l'indice ha un valore di 2.6 deviazioni standard nell'Ottobre 1998, ben sopra la soglia di alto stress finanziario; se invece, stimiamo il KCFSI utilizzando i dati fino a Marzo 2009 l'indice è solo 1.2 deviazioni standard sopra lo zero nettamente sotto il taglio di 2 deviazioni (Hakkio e Keeton(2009)).

Un secondo approccio è classificare il KCFSI come alto ogni qualvolta esso eguaglia o supera il valore dell'indice in alcuni episodi benchmark, come il default russo e la crisi LTCM (Ottobre 1998) o lo scandalo della Enron (Ottobre 2002). Quest'approccio ha il vantaggio di essere meno affetto, rispetto al metodo delle deviazioni standard, all'aggiunta di nuove osservazioni con valori estremi nel KCFSI. Supponiamo, per esempio, che un particolare mese ha un più basso KCFSI rispetto all'Ottobre 1998 usando i dati fino ad oggi. Poi, quel mese risulterà essere sempre più basso rispetto a Ottobre 2008, usando dati

disponibili a un anno da ora, anche se sono presenti valori estremi nelle nuove osservazioni. Confrontando il KCFSI con alcuni episodi benchmark ha anche il vantaggio di essere più intuitivo rispetto all'altro approccio. Molti potrebbero ritenere utile sapere se, ad esempio, in questo periodo il KCFSI è più alto rispetto a precedenti crisi finanziarie e molto probabilmente sarebbero poco interessati sapere quante deviazioni standard sopra la media l'indice si trova.

Infine, non bisogna tenere conto solo del livello dell'indice, ma anche della lunghezza di tempo sopra il quale l'indice rimane a quel livello. I picchi nel KCFSI nell'ottobre 1998 e nell'Ottobre 2002 hanno avuto entrambi una durata breve. Se l'indice, ad esempio, scende a quei livelli, ma poi rimane lì, ci saranno ovviamente più ragioni per preoccuparsi rispetto a una continua discesa dell'indice.⁶

⁶ Una valutazione più accurata del KCFSI dove si studia la corrispondenza dei picchi dell'indice a conosciuti episodi di stress finanziario è presente nel sottocapitolo 3.2.

2.4 Il collegamento tra lo stress finanziario e l'attività economica

L'assunzione implicita è che alti livelli dello stress finanziario possono essere dannosi per l'economia. Un alto stress finanziario può portare una riduzione dell'attività economica attraverso tre possibili canali. Il primo canale è un aumento dell'incertezza sui prezzi degli asset finanziari e delle prospettive economiche in generale. In precedenza, è stato detto che allo stress finanziario sono associati due tipi d'incertezza: l'incertezza sui valori fondamentali degli asset e l'incertezza sul comportamento degli altri investitori. Entrambi i tipi d'incertezza portano un aumento della volatilità dei prezzi degli asset. Studi empirici hanno mostrato che tale volatilità tende a far diventare le aziende più caute, ritardando importanti decisioni d'investimento fino a quando le incertezze non si risolvono. La volatilità potrebbe portare le famiglie a ridurre la loro spesa, dato che aumenta l'incertezza sulla loro futura ricchezza. Questo comportamento porta a un declino dell'attività economica.

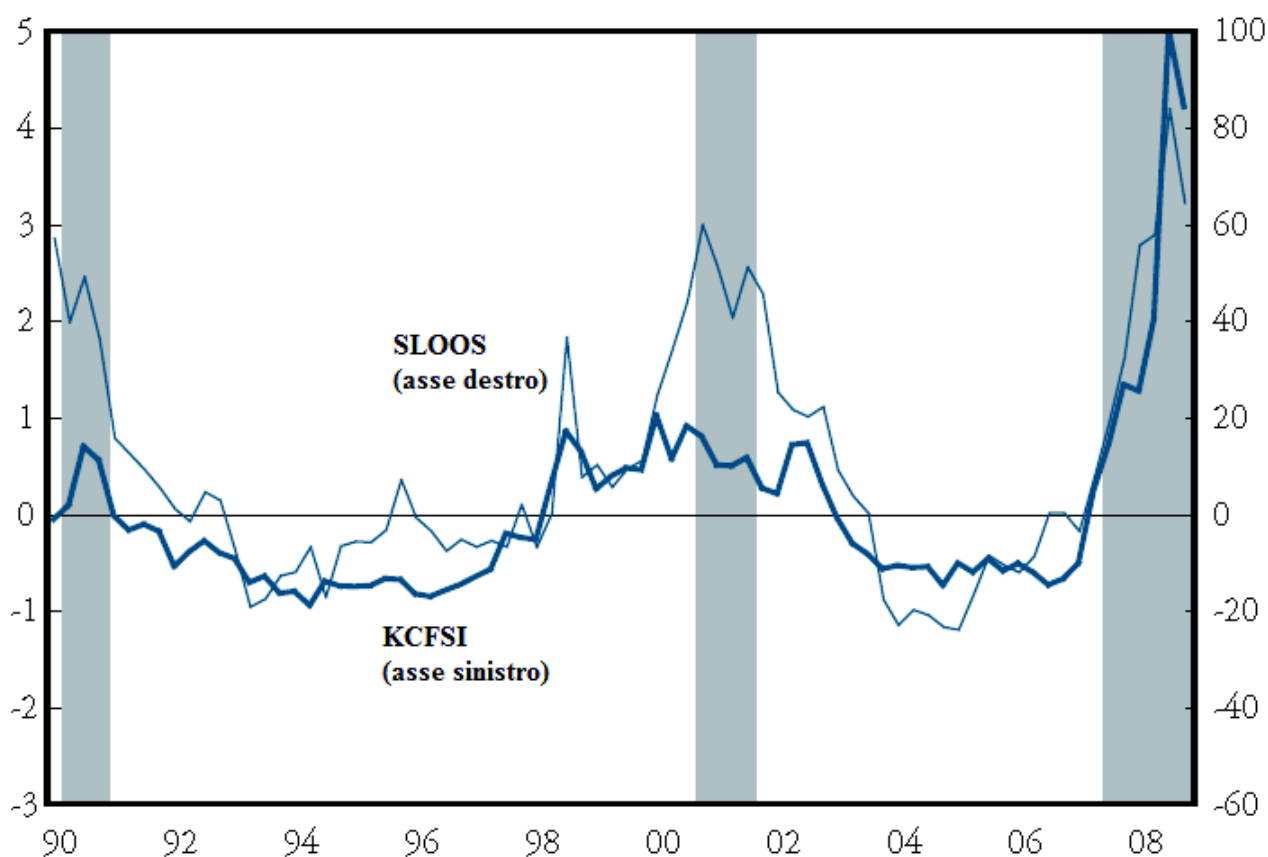
Il secondo canale attraverso il quale un aumento dello stress finanziario può influenzare l'attività economica è attraverso un aumento delle spese finanziarie per le famiglie e per le aziende. Flight to quality, flight to liquidity e aumento dell'asimmetria informativa hanno tutti l'effetto di aumentare i tassi d'interesse sul debito delle famiglie e delle aziende nel mercato dei capitali. Inoltre, lo stress finanziario può rendere più difficile per le aziende la raccolta di fondi attraverso l'emissione di nuove equity. Tale aumento nel costo della finanza potrebbe far tagliare le spese di aziende e famiglie, facendo peggiorare ancora di più l'attività economica.

L'ultimo modo attraverso il quale un aumento dello stress finanziario può rallentare l'economia è con un restringimento dei standard di credito delle banche. Gli stessi fattori che causano gli investitori a domandare rendimenti più alti su debiti ed equity durante periodi di crisi finanziaria potrebbero rendere le banche meno propense a prestare. In queste situazioni, le banche tendono a tagliare i loro prestiti in due modi. Primo, aumentano il tasso d'interesse applicato sui nuovi prestiti, rendendo meno attraente per i clienti la stipulazione di prestiti. Tale aumento dei tassi di prestito dovrebbe avere lo stesso effetto sulla spesa delle famiglie e delle aziende in un aumento del costo del credito nel mercato dei capitali. Quindi, questo effetto può essere considerato parte del secondo canale discusso sopra.

Secondo, le banche aumentano i loro minimi standard di credito, rendendo più difficile l' idoneità per i richiedenti di prestiti. Tale restringimento degli standard di credito potrebbe portare un'ulteriore riduzione della spesa, causando anch'esso quindi un rallentamento dell'economia.

Il KCFSI è basato interamente sui tassi d'interesse e sui prezzi del mercato dei capitali. Di conseguenza, l'indice non può catturare direttamente un restringimento negli standard di credito delle banche. Comunque, l'informazione sul restringimento degli standard di credito è disponibile da un indice della Federal Reserve, lo SLOOS (Senior Loan Officer Opinion Survey). Il grafico sottostante confronta il KCFSI (linea blu più spessa) con lo SLOOS (linea blu più fina) dal primo trimestre del 1990 al primo trimestre del 2009. Il grafico suggerisce che i due indici tendono a muoversi assieme e che alti valori del KCFSI tendono a coincidere o precedere il restringimento degli standard di credito negli ultimi 20 anni. Questa tendenza si nota maggiormente intorno alle tre recessioni evidenziate in grigio. Cioè, il KCFSI tende a portare cambiamenti degli standard di credito, ma non il viceversa. Questa evidenza suggerisce che cambiamenti negli standard di credito forniscono un altro canale attraverso il quale lo stress finanziario può influenzare l'attività economica.

Grafico 2.1: KCFSI vs. SLOOS (Hakkio e Keeton(2009))



In questa tesi, si verificherà empiricamente l'evidenza di un collegamento tra lo stress finanziario e l'attività economica. Come misura dell'attività economica si utilizzerà l'output gap, ovvero la deviazione del PIL reale dal suo livello potenziale. Mentre come misura dell'attività finanziaria utilizzeremo l'indice KCFSI cambiato di segno. Questa misura la chiameremo indice di solidità finanziaria. In questo modo i valori negativi dell'indice di solidità finanziaria (dell'output gap) corrisponderanno a periodi di stress finanziario (economico), mentre i valori positivi corrisponderanno a periodi di espansione finanziaria (economica).

3 Modello DSGE con canale finanziario

3.1 Versione empirica del modello

Il modello con cui si lavora è formato da una serie di equazioni:

$$\pi_t = \beta[\omega_\pi E_t \pi_{t+1} + (1 - \omega_\pi) \pi_{t-1}] + kx_t + v_t^\pi \quad (1)$$

$$x_t = \omega_x E_t x_{t+1} + (1 - \omega_x) x_{t-1} + \psi s_t - \delta_x (R_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_t^x \quad (2)$$

$$s_t = \beta[\omega_s E_t s_{t+1} + (1 - \omega_s) s_{t-1}] + \lambda E_t x_{t+1} - \delta_s (R_t - E_t \pi_{t+1}) + v_t^s \quad (3)$$

$$R_t = (1 - \phi_R)(\phi_\pi \pi_t + \phi_x x_t + \phi_s s_t) + \phi_R R_{t-1} + v_t^R \quad (4)$$

$$v_t^\pi = \rho_\pi v_{t-1}^\pi + \varepsilon_t^\pi \quad (5)$$

$$v_t^s = \rho_s v_{t-1}^s + \varepsilon_t^s \quad (6)$$

$$v_t^R = \rho_R v_{t-1}^R + \varepsilon_t^R \quad (7)$$

$$\varepsilon_t^j \sim i.i.d. N(0, \sigma_j^2), j \in \{\pi, x, s, R\} \quad (8)$$

L'equazione (1) rappresenta la curva di Phillips Neo-Keynesiana (NKPC), dove π_t è il tasso d'inflazione, β è il fattore di sconto, $E_t \pi_{t+1}$ è il tasso d'inflazione atteso, π_{t-1} è il tasso d'inflazione del recente passato (questi ultimi due con pesi complementari a uno) e x_t misura l'output gap il cui effetto sull'inflazione è influenzato dal parametro k . Tale curva è ottenibile risolvendo il problema di massimizzazione del profitto di un'impresa rappresentativa, impegnata in un mercato di concorrenza monopolistica, assumendo che tale impresa abbia una probabilità minore di uno di aggiustare i prezzi dei suoi prodotti in ogni periodo. Questo accade perché esistono contratti di lungo periodo tra clienti e imprese, perché cambiare prezzo troppo frequentemente può disturbare i clienti abituali di una certa impresa, perché a volte è molto costoso cambiare i menù su cui sono indicati i pezzi, e così via (teoria dei prezzi vischiosi). Proprio per questo, nel momento in cui ha l'opportunità di cambiare il proprio prezzo, l'impresa non considera solamente i propri costi marginali in quel periodo, bensì effettua previsioni sul futuro andamento dei costi marginali al fine di

fissare un prezzo ottimale dal punto di vista intertemporale⁷. Se le aspettative d'inflazione sono adattive, l'impresa formulerà previsioni su quanto osservato nel recente passato, cioè $\pi_{t+1}^e = \pi_{t-1}$. Se invece le aspettative sono razionali, sfrutterà tutte le informazioni a sua disposizione, comprese quelle su presenti e future mosse di politica monetaria, al fine di prevedere quale sarà il livello di inflazione futuro, cioè $\pi_{t+1}^e = E_t \pi_{t+1}$. Infine, nell'equazione è presente lo shock d'inflazione v_t^π , detto anche shock d'offerta, che segue un processo autoregressivo del primo ordine (5).

L'equazione (2) rappresenta la curva IS ed è ottenuta dalla log-linearizzazione dell'equazione di Eulero del consumatore. I movimenti dell'output gap sono guidati sia dalle attese sulle future realizzazioni dell'output, sia dalle sue passate realizzazioni. In particolare, ω_x è il peso assegnato alle aspettative, e $1 - \omega_x$ ai suoi valori passati. Poi, è presente l'equazione di Fisher che calcola il tasso d'interesse reale ex-ante, $r_t = R_t - E_t \pi_{t+1}$ il cui impatto sul consumo è determinato dall'elasticità intertemporale di sostituzione δ_x (R_t è il tasso d'interesse nominale, il Federal Funds Rate). Il tasso d'interesse reale ex-ante ci dà il ritorno sul risparmio; quando è alto il consumatore riceve un forte ritorno sul risparmio ed è quindi incentivato a consumare meno oggi e risparmiare di più in modo da avere un ammontare di risorse più alto da spendere domani. Il coefficiente δ_x esprime proprio questo effetto di sostituzione. Il consumo quindi è correlato negativamente con il tasso d'interesse reale atteso, quando questo aumenta il consumo oggi scende e viceversa. Inoltre è presente la novità di questo modello, l'indice della solidità finanziaria s_t dove il parametro ψ rappresenta uno dei principali oggetti del nostro studio. L'obiettivo dell'analisi sarà verificare il segno e l'impatto di ψ sull'equazione strutturale dell'output gap. Se ψ risulterà strettamente maggiore di zero significa che la borsa ha un'influenza direttamente proporzionale sul ciclo economico. Chiude l'equazione la parte non spiegata dell'equazione di Eulero, lo shock di domanda ε_t^x , che si suppone distribuirsi come un white noise $N(0, \sigma_x^2)$ (8). Può essere interpretato come uno shock fiscale o come un cambiamento delle preferenze dei consumatori.

⁷ L'assunzione fatta nella costruzione della curva di Phillips è che il costo marginale mc_t , naturale riferimento per la fissazione di un prezzo massimizzante il proprio profitto, sia relazionabile all'output gap x_t , i.e. $mc_t \propto x_t$

L'espressione (3) è l'equazione che spiega i movimenti della solidità finanziaria. Innanzitutto è presente il fattore di sconto β che regola la rilevanza del futuro contro il presente nel determinare la solidità finanziaria, poi $E_t s_{t+1}$ che indica le aspettative sulla solidità finanziaria e s_{t-1} la solidità finanziaria del recente passato (questi ultimi due con pesi complementari a uno). $E_t x_{t+1}$ è l'output gap atteso il cui effetto su s_t è determinato dal parametro λ . E' presente l'output gap futuro perché i movimenti della solidità finanziaria si basano soprattutto sulle prospettive dell'economia nel suo complesso. Poi è presente il tasso d'interesse reale atteso $r_t = R_t - E_t \pi_{t+1}$ il cui impatto su s_t è determinato da δ_s . L'impatto di δ_s è negativo perché un aumento del tasso d'interesse reale atteso riduce il fattore di sconto di mercato (la parte non spiegata da β) riducendo conseguentemente il valore corrente delle azioni; questo porta a una corsa verso la qualità e la liquidità che sono due fenomeni chiave che caratterizzano lo stress finanziario. Chiude l'equazione della solidità finanziaria lo shock finanziario v_t^s che segue un processo AR(1) (6).

L'equazione (4) invece è la regola di Taylor la quale permette di descrivere la politica monetaria implementata dalle banche centrali di tutto il mondo. Rispetto alla regola originale nella quale il tasso d'interesse nominale risponde positivamente solo all'inflazione π_t e all'output gap x_t in questa si vuole verificare se il banchiere centrale risponde anche ai movimenti dell'indice della solidità finanziaria s_t . L'obiettivo della nostra analisi sarà verificare il segno e l'impatto di ϕ_s sulla condotta di politica monetaria della banca centrale statunitense. Studi empirici, come Castelnovo (2003), inoltre hanno rilevato che i movimenti del tasso d'interesse avvengono a passi brevi, lungo la stessa direzione e per periodi di tempo prolungati. Questo gradualismo nella condotta della politica monetaria, gradualismo definito come interest rate smoothing, viene attuato perché ampie fluttuazioni del tasso d'interesse rendono instabile il mercato finanziario causando una perdita di fiducia sul controllo dell'economia e di credibilità verso gli obiettivi della banca. Un intervento forte, ad esempio per contrastare uno shock d'offerta, potrebbe dunque "innervosire" i mercati finanziari, causando una reazione a catena avente conseguenze negative su tutto il sistema economico. Per questo motivo la stima di questa equazione migliora quando viene incluso anche il tasso di interesse nominale ritardato R_{t-1} . Ovviamente anche in questa equazione è presente uno shock esogeno, lo shock di politica monetaria v_t^R . Dato che si suppone sia persistente, è in forma AR(1) (7).

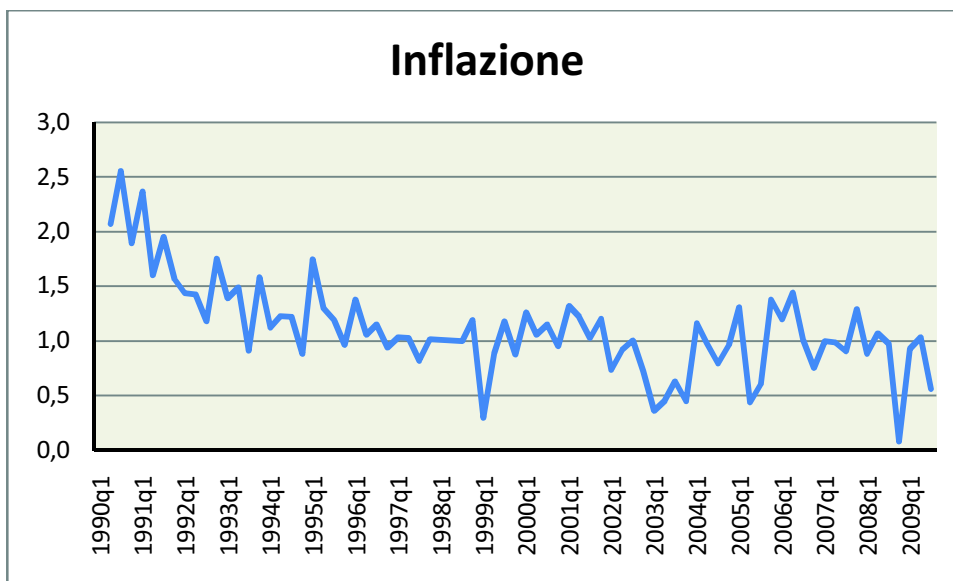
Infine, gli errori $\varepsilon_t^\pi, \varepsilon_t^S, \varepsilon_t^R$ vengono considerati serialmente e mutualmente incorrelati e vengono valutati tutti come dei white noise (8).

3.2 Analisi preliminare dei dati

Per l'analisi si utilizzeranno dati sintetici relativi agli Stati Uniti d'America. La fonte da cui è stato possibile reperire i dati sull'inflazione, sull'output gap e sul tasso d'interesse nominale è la Federal Reserve Bank of St. Louis. Mentre, la fonte per la serie dello stress finanziario, l'indice KCFSI, è il sito della Federal Reserve of Kansas City. Vengono utilizzati dati trimestrali e il campione comprende il periodo che va dal primo trimestre del 1990 al terzo trimestre del 2009. Non è stato possibile utilizzare un campione più esteso perché l'indice KCFSI è stato costruito utilizzando dati non precedenti al 1990. In una prima fase limiteremo il nostro studio fino al secondo trimestre del 2008 per evitare l'accelerazione della recente crisi finanziaria iniziata con il fallimento della Lehman Brothers nel Settembre del 2008. Infatti come vedremo nei grafici sottostanti, le ultime cinque osservazioni contengono valori anomali rispetto al resto del campione e inoltre si ritiene che questi ultimi trimestri siano stati caratterizzati da una condotta di politica monetaria da parte della Federal Reserve non standard (Brunnermeier (2009)).

Disponiamo delle osservazioni di quattro serie, quali l'inflazione calcolata con l'indice dei prezzi al consumo, l'output gap, l'indice dello stress finanziario e il tasso di interesse nominale a breve termine. Qui di seguito sono presenti i grafici delle rispettive serie.

Figura 3.1: Inflazione

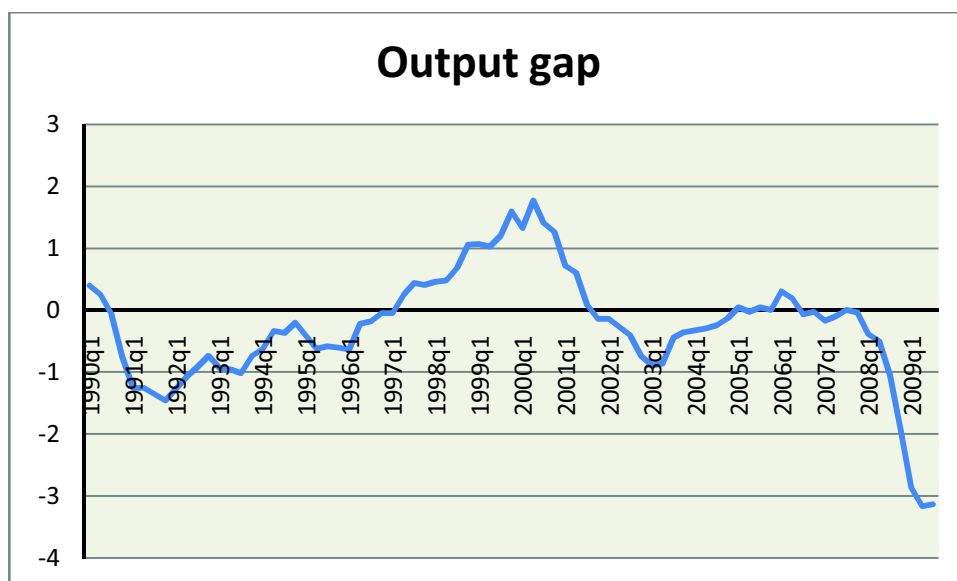


Questa serie è il tasso d'inflazione trimestrale annualizzato ed è calcolato a partire dall'indice sui prezzi al consumo tramite la seguente formula:

$$400 * [\log(P_t) - \log(P_{t-1})]$$

dove P_t è l'indice dei prezzi correnti, mentre P_{t-1} è lo stesso indice al valore precedente. Come si può notare dal grafico l'inflazione in questi ultimi vent'anni è rimasta stabilmente bassa. Questo significa che la politica monetaria statunitense è stata relativamente ben gestita sotto i regimi di Alan Greenspan e dell'attuale Ben Bernanke dato che l'obiettivo principale della Federal Reserve e della maggior parte delle Banche Centrali è la stabilità dei prezzi nel medio-lungo periodo.

Figura 3.2: output gap

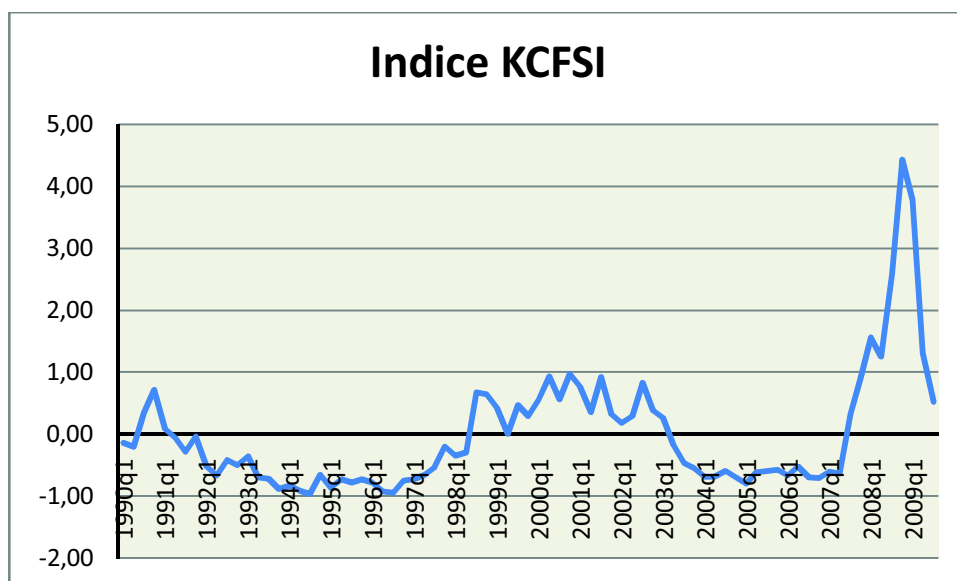


L'output gap trimestrale, ovvero la differenza tra il PIL effettivo y_t e quello ricavato dall'estrapolazione del tasso tendenziale di crescita in condizione di piena occupazione (PIL potenziale $\bar{y}_t$) è calcolato come:

$$100 * [\log(y_t) - \log(\bar{y}_t)]$$

Quando l'output gap è positivo il livello della produzione effettiva è maggiore rispetto al PIL potenziale segnalando un'attività economica molto intensa. Viceversa, con un output gap negativo la produzione effettiva è inferiore rispetto a quella potenziale e l'attività economica è più debole. La drastica riduzione che si nota negli ultimi trimestri corrisponde all'attuale crisi economica che ha sconvolto non solo gli Stati Uniti ma anche tutto il mondo.

Figura 3.3: indice KCFSI



Questa serie rappresenta l'indice dello stress finanziario. Realizzazioni positive (negative) dell'indice KCFSI suggeriscono un livello dello stress finanziario più alto (più basso) rispetto alla sua media di lungo periodo.

Per investigare sull'affidabilità dell'indice KCFSI Hakkio e Keeton (2009) hanno verificato se i picchi dell'indice corrispondono a conosciuti episodi di stress finanziario.

Il grafico mostra che il KCFSI ha raggiunto alti livelli durante tre periodi separati: la recessione del 1990-91, l'esteso periodo dall'autunno del 1998 all'autunno del 2002, e la crisi del credito iniziata nell'estate del 2007.

1990-1991 Il primo picco nel KCFSI avviene nel quarto trimestre del 1990, durante le ultime fasi della recessione del 1990-91. L'invasione irachena del Kuwait nell'Agosto del 1990 fece schizzare verso l'alto il prezzo del petrolio, aumentando l'incertezza e diminuendo l'appetito per il rischio tra gli investitori. Di conseguenza, si allargarono gli spread del credito e la volatilità dei prezzi azionari aumentò nettamente. L'inizio del conflitto armato tra Stati Uniti e Iraq a Gennaio sembrò risolvere molta dell'incertezza che si era creata, e l'indice scese velocemente.

1998-2002 Nel periodo da autunno 1998 ad autunno 2002 il KCFSI ha raggiunto sei picchi distinti in un arco di tempo relativamente breve. Il primo picco (terzo trimestre del 1998) corrisponde con il default della Russia sul suo debito ad Agosto e con la susseguente crisi

del fondo speculativo Long Term Capital Management (LTCM) a Settembre. Il default russo suscitò preoccupazioni sul debito di altri paesi emergenti, provocando una corsa verso la qualità e verso la liquidità nei mercati finanziari di tutto il mondo. Lo stress finanziario s'intensificò negli Stati Uniti quando le pesanti perdite del LTCM impedirono all'azienda di incontrare la liquidità chiesta dai creditori e dalle controparti. Azioni repentine dei policymakers per risolvere la crisi LTCM e assistere i paesi emergenti in difficoltà aiutarono e calmarono i mercati, facendo calare gradualmente il KCFSI.

Il secondo picco avvenne alla fine del 1999 per la preoccupazioni riguardanti il millennium bug, un potenziale difetto informatico che avrebbe dovuto manifestarsi al cambio di data dalla mezzanotte del 31 dicembre 1999 al 1° gennaio 2000. Al cadere della data critica non fu registrato nessun evento rilevante, di conseguenza il KCFSI tornò ad abbassarsi.

Il KCFSI raggiunse due picchi nel 2000 difficili da spiegare però in termini di stress finanziario. Il primo picco, nel secondo trimestre del 2000, coincide con lo scoppio della bolla tecnologica. Lo scoppio era dovuto ha un'eccessiva sopravvalutazione dei titoli tecnologici di aziende legate a internet. Ma questo evento ha avuto più effetti sul Nasdaq che sull'intero mercato azionario. Il secondo picco avvenne nel quarto trimestre del 2000, quando non c'erano altre spiegazioni per un aumento dello stress finanziario se non la recessione. Un fattore non collegato allo stress finanziario che potrebbe aver spinto verso l'alto il KCFSI nel 2000 furono le attese che ci sarebbe stata una diminuzione dell'emissione di titoli del Tesoro statunitense. Queste aspettative, abbassarono i rendimenti dei titoli del Tesoro, aumentando alcuni spread sui tassi d'interesse dell'indice KCFSI.

Il successivo picco, nel terzo trimestre del 2001 coincide con l'attacco terroristico dell'11 Settembre. Gli spread dei junk bond erano stati alti tutto l'anno a causa della recessione. Immediatamente dopo l'attacco terroristico, volatilità dei prezzi azionari e premi per la liquidità aumentarono, producendo il picco nel KCFSI. Comunque lo stress finanziario si abbassò velocemente non appena gli investitori si accorsero che l'economia non avrebbe sofferto molto dall'attacco come inizialmente sembrava.

L'ultimo picco fu nel terzo trimestre del 2002. Lo stress finanziario in questo periodo può essere attribuito alla preoccupazione degli investitori sull'esattezza dei bilanci delle società quotate in borsa. Questa preoccupazione cominciò nel Dicembre del 2001 con il fallimento

della Enron, che aveva falsificato il bilancio per gonfiare i suoi guadagni. Le preoccupazioni si intensificarono nel 2002 quando altre compagnie come la WorldCom ammisero di aver sopravvalutato i loro guadagni. Queste rilevazioni portarono a una maggiore volatilità nei prezzi azionari e inoltre resero per gli investitori più difficile la distinzione tra buone e cattive compagnie aumentando l'asimmetria informativa.

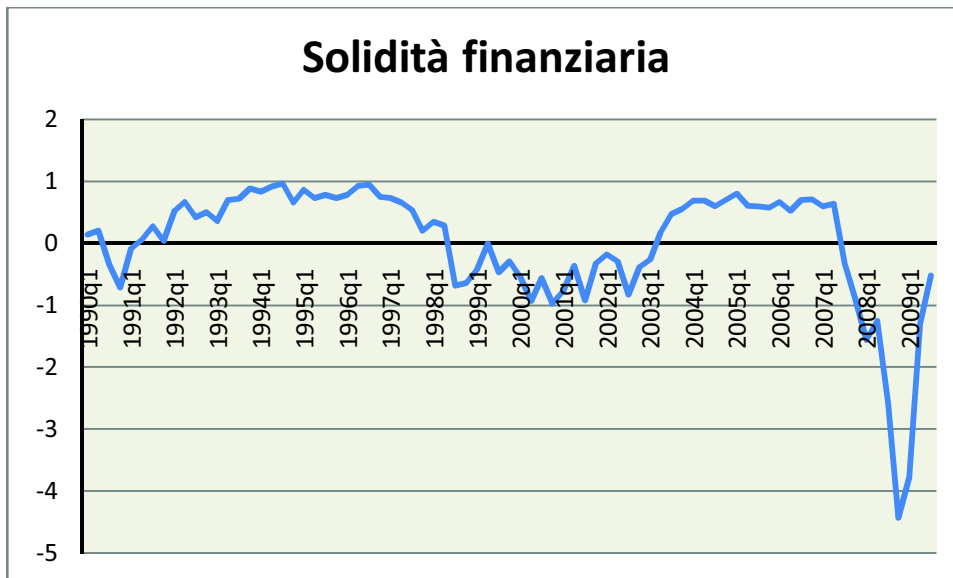
2007-oggi Non sorprendentemente, il più grande aumento del KCFSI è avvenuto durante l'attuale crisi. Il primo segnale di un aumento dello stress fu nell'Agosto del 2007 (terzo trimestre). Gli investitori avevano già mostrato preoccupazioni sulla qualità dei mutui subprime. Queste preoccupazioni aumentarono quando le agenzie di rating declassarono molti prodotti strutturati legati ai mutui e la banca francese BNP Paribas sospese i rimborsi per alcuni dei suoi fondi d'investimento.

Il successivo step verso l'alto del KCFSI fu nell'ultimo trimestre del 2007, quando le maggiori banche annunciarono delle rettifiche sui mutui subprime e le agenzie di rating abbassarono alcune delle società assicuratrici che garantivano questi prodotti. Il KCFSI aumentò ancora dopo il collasso della Bear Stearns nel Marzo del 2008 (primo trimestre). Dopo una leggera discesa nel secondo trimestre del 2008 l'indice tornò a salire quando a Luglio fallì la IndyMac Bank e la Fannie Mae e la Freddie Mac mostrarono evidenti segni di difficoltà. Il KCFSI conferma che lo stress finanziario peggiorò nettamente nel terzo trimestre del 2008 quando a Settembre Lehman Brothers fallì per bancarotta e delle grandi banche in difficoltà come l'AIG furono salvate. Un aumento ancora più grande dell'indice avvenne nell'ultimo trimestre del 2008 dovuto alla sempre più crescente preoccupazione per gli investitori sul futuro stato dell'economia.

Da quando lo stato americano attuò il Tarp (Troubled assets relief program), un piano di salvataggio a sostegno del sistema finanziario, il KCFSI cominciò a scendere.

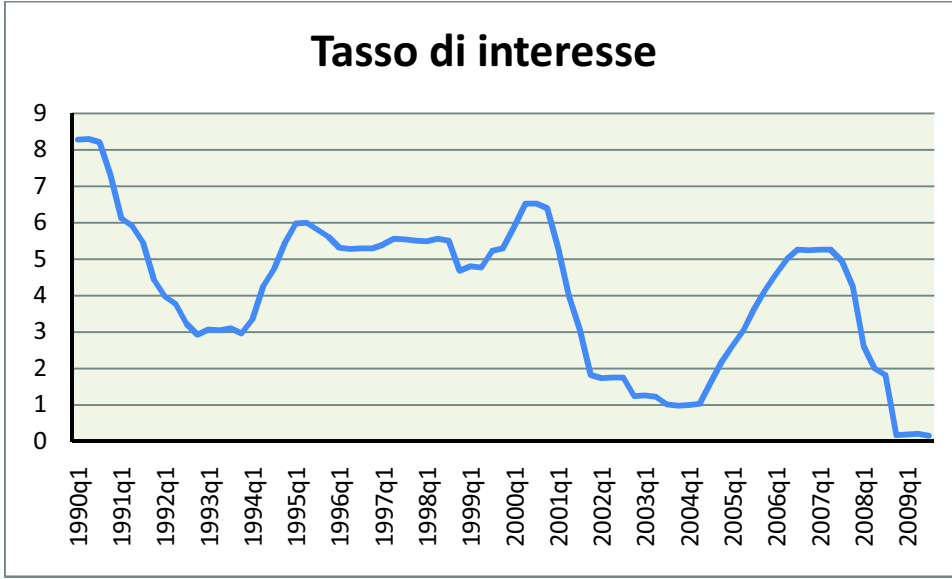
Dato che i picchi nell'indice sono quasi sempre avvenuti durante conosciuti periodi di stress finanziario Hakkio e Keeton (2009) hanno ritenuto il KCFSI un indice affidabile.

Figura 3.4: indice della solidità finanziaria



Questo grafico è semplicemente la serie dell'indice KCFSI cambiata di segno e sarà la serie che utilizzeremo nelle stime del nostro modello DSGE. Come già ribadito in precedenza si è deciso di cambiare di segno il KCFSI per avere una correlazione positiva con l'output gap. Quindi valori negativi dell'indice della solidità finanziaria corrispondono a episodi di stress finanziario.

Figura 3.5: Tasso di interesse nominale di breve periodo



Infine per il tasso d'interesse nominale a breve termine consideriamo l'Effective Federal Funds Rate trimestralizzato. Si nota dal grafico che per combattere l'attuale crisi economica negli ultimi trimestri, la Federal Reserve ha abbassato il tasso di interesse nominale di breve periodo a livelli mai così bassi.

3.3 Analisi empirica

Il modello viene stimato con tecniche Bayesiane.

In particolare si considerano il vettore dei parametri strutturali

$\xi = (\beta, \omega_\pi, k, \omega_x, \psi, \delta_x, \omega_s, \lambda, \delta_s, \phi_\pi, \phi_x, \phi_s, \phi_R, \rho_\pi, \rho_x, \rho_s, \rho_R, \sigma_\pi, \sigma_x, \sigma_s, \sigma_R)'$, il vettore delle variabili endogene $z_t = (\pi_t, x_t, s_t, R_t)'$, gli shock esogeni $\varepsilon_t = (v_t^\pi, v_t^s, v_t^R)'$, il vettore delle innovazioni $\eta_t = (\varepsilon_t^\pi, \varepsilon_t^x, \varepsilon_t^s, \varepsilon_t^R)'$ e il vettore delle osservazioni $Y_t = (\pi_t^{obs}, x_t^{obs}, s_t^{obs}, R_t^{obs})'$.

Il modello è espresso nella forma state-space:

$$\begin{bmatrix} z_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix} = A(\xi) \begin{bmatrix} z_{t-1} \\ \varepsilon_{t-1} \end{bmatrix} + B(\xi)\eta_t$$

$$Y_t = C(\xi) \begin{bmatrix} z_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix}$$

Questo sistema in forma state-space è formato da due gruppi di equazioni. Il primo rappresenta l'equazione di transizione (o di stato) che lega le endogene alle esogene e descrive la dinamica dello stato, non osservabile, del sistema attraverso un modello AR (1) vettoriale. Il secondo è l'equazione di misura che collega le variabili latenti del processo con quelle osservabili (in particolare non vengono assunti errori di misura). Il sistema contiene tre matrici di parametri: A, B, C. Nello specifico A è la matrice di transizione dello stato, B è la matrice che trasforma lo stato delle osservazioni, mentre C è una matrice di elementi deterministici che servono per selezionare l'errore. Oltre a questi due gruppi di equazioni il modello state-space è formato da una terza parte: le condizioni iniziali dello stato del sistema dove vengono specificate le distribuzioni iniziali (le densità a priori) dei parametri strutturali.

Una volta che il modello viene espresso in questa forma si calcola la verosimiglianza $L(Y|\xi)$ attraverso il filtro di Kalman, che è un algoritmo ricorsivo che ci permette di aggiornare la verosimiglianza ogniqualvolta è disponibile una nuova osservazione. La verosimiglianza ottenuta in questo modo viene poi combinata con la distribuzione a priori scelta in maniera opportuna per i vari parametri in modo da ottenere la distribuzione a posteriori che è ciò che interessa a noi per l'analisi.

Per fare l'analisi Bayesiana si utilizza Dynare 4.0, un insieme di algoritmi sviluppati da Michel Juillard e collaboratori e scaricabili gratuitamente all'indirizzo <http://www.dynare.org>. La moda a posteriori è calcolata attraverso l'algoritmo "csminwel" sviluppato da Chris Sims. Un controllo della moda a posteriori viene fatto plottando la densità a posteriori per i valori attorno alla moda per ogni parametro stimato, confermando la bontà del risultato. Queste mode vengono in seguito utilizzate per iniziare l'algoritmo di Metropolis-Hastings per simulare la distribuzione a posteriori. In questo lavoro vengono simulate due serie di 600.000 estrazioni ciascuna e si scarta il primo 50%. Per valutare la stazionarietà di queste due catene si utilizza un controllo di convergenza proposto da Brooks e Gerlman (1998).

3.4 Densità a priori

La stima bayesiana impone la specificazione delle densità a priori dei parametri del modello. Le distribuzioni a priori sono importanti per aumentare la conoscenza che proviene dalla verosimiglianza. Tutti i parametri hanno una distribuzione a priori propria, ma devono essere scelte in modo che siano le meno informative possibili, cioè da lasciare che le distribuzioni a posteriori siano dominate dalle informazioni portate dai dati, cioè dalla verosimiglianza. Innanzitutto, è generalmente accettato che il fattore di sconto venga fissato a $\beta = 0.99$ (che corrisponde approssimativamente a un tasso annuale scontato del 4%). Per quanto riguarda i nostri principali parametri d'interesse, ψ e ϕ_s , per permettere a loro di poter assumere sia valori negativi sia valori positivi, in modo da rilevare il segno e l'importanza della solidità finanziaria ho scelto una distribuzione Normale con media 0 e varianza 0.5. Chiaramente, questo potrebbe portare i dati a rifiutare la nostra interpretazione economica sul fatto che il canale finanziario ha un effetto sul ciclo economico e/o che la Federal Reserve reagisce ai movimenti degli asset finanziari. Ma piuttosto che imporre un segno positivo a questi due parametri preferiamo “lasciar parlare i dati” scegliendo delle densità a priori simmetriche centrate in zero.

Basandomi su Benati e Surico (2009) ho deciso di fissare $\omega_\pi = 1$ (le imprese hanno solamente aspettative razionali, cioè al fine di determinare il proprio prezzo sfruttano tutte le informazioni a loro disposizione, comprese quelle su presenti e future mosse di politica monetaria) e ho fissato $\omega_x = 0$ in linea con Fuhrer (2000) (i consumatori non cambiano i loro consumi a seconda di diverse prospettive sull'andamento dell'economia). Per quanto riguarda l'interest rate smoothing ϕ_R ho scelto una Beta di media 0.85 e varianza 0.025 (Castelnuovo (2003)) e per ρ_s una Beta di media 0.85 e varianza 0.05 basandomi su un recente studio empirico di Castelnuovo e Nisticò (2010). Le a priori scelte per i parametri rimanenti sono standard, in linea con Benati e Surico (2008), Benati e Surico (2009) e Cogley, Primiceri e Sargent (2009).

La tabella sotto riassume tutte le distribuzioni a priori assegnate ai vari parametri.

Tabella 3.1: densità a priori

Parametri	Densità	Media	Dev. Standard
β	Calibrato	0.99	-
ω_{π}	Calibrato	1	-
ω_x	Calibrato	0	-
k	Gamma	0.1	0.025
ψ	Normale	0	0.5
δ_x	Gamma	0.1	0.025
ω_s	Beta	0.5	0.285
λ	Gamma	0.1	0.025
δ_s	Gamma	0.1	0.025
ϕ_{π}	Normale	2	0.3
ϕ_x	Normale	0.5	0.3
ϕ_s	Normale	0	0.5
ϕ_R	Beta	0.85	0.025
ρ_{π}	Beta	0.5	0.285
ρ_s	Beta	0.85	0.05
ρ_R	Beta	0.5	0.285
σ_{π}	Inverse Gamma	0.1	0.25
σ_x	Inverse Gamma	0.1	0.25
σ_s	Inverse Gamma	0.1	0.25
σ_R	Inverse Gamma	0.1	0.25

3.5 Valutazione della convergenza delle simulazioni iterative

Uno dei modi per valutare la convergenza verso la distribuzione ergodica delle due iterazioni consiste nel comparare la varianza tra ed entro le varie catene di Markov utilizzate per simulare tale distribuzione, in modo da ottenere una famiglia di test per la convergenza. Il metodo qui utilizzato prende il nome di algoritmo di MonteCarlo (MCMC). La convergenza si raggiunge quando le conclusioni sulle quantità d'interesse non dipendono dal punto di partenza della simulazione, cioè quando convergono alla distribuzione ergodica. Questo suggerisce quindi di valutare la convergenza confrontando i risultati ottenuti con campioni indipendenti con diversi punti di partenza.

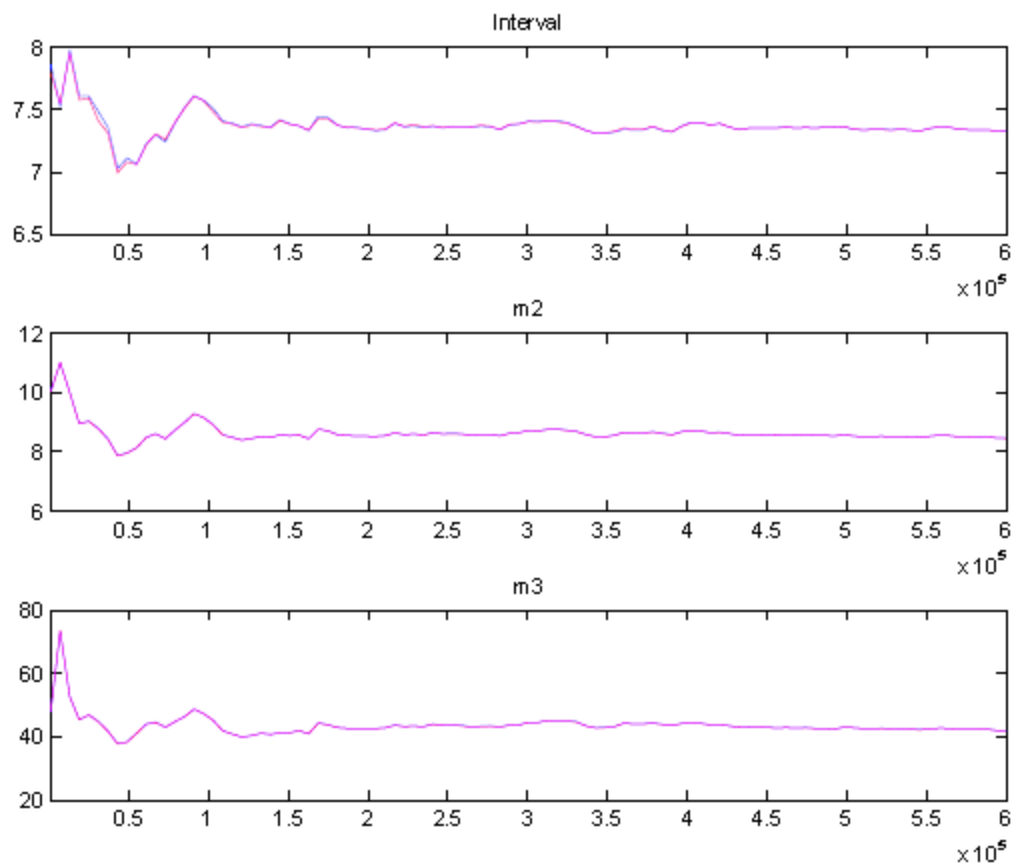
Il metodo è stato originariamente proposto da Gelman e Rubin (1992) ed è stato poi modificato fino alla versione attuale da Brooks e Gelman (1998). Esso presuppone di avere m catene simulate in parallelo, ognuna con una differente condizione iniziale. Una volta scelto il punto di partenza, ogni catena compie k iterazioni, delle quali le prime n vengono poi scartate. Le m catene producono m possibili conclusioni e per vedere quali tra queste sono abbastanza simili da indicare la convergenza, gli autori hanno proposto di confrontarle con il risultato ottenuto mescolando assieme tutte le “ $m*n$ ” estrazioni da tutte le sequenze.

Consideriamo ad esempio il caso scalare di una variabile τ con media μ e varianza σ^2 sotto la distribuzione target e supponiamo di avere uno stimatore non distorto per μ . Calcoliamo poi la varianza tra le sequenze ed entro le sequenze, possiamo così ottenere una stima di σ^2 come una media pesata di queste due e avere così la varianza stimata a posteriori. Viene poi calcolato un rapporto aggiustato per i gradi di libertà tra la varianza stimata e la vera varianza e per avere la convergenza questo rapporto deve tendere a uno per ogni parametro.

Solitamente però si preferiscono utilizzare metodi grafici per valutare la convergenza. Vengono fatti i grafici della varianza tra ed entro e per avere convergenza le due serie devono avere la tendenza a stabilizzarsi (solitamente la varianza tra tende a diminuire e quella entro ad aumentare).

Vediamo ora i grafici nel caso della nostra analisi in quanto prima di passare a esaminare i risultati dobbiamo ottenere la convergenza altrimenti non ha senso guardare le stime perché non sarebbero corrette.

Figura 3.6:convergenza del modello



Le linee blu e rosse rappresentano misure specifiche dei vettori dei parametri sia per quanto riguarda la varianza all'interno delle catene sia per la varianza tra le catene. In questo caso è possibile fare il confronto perché sono state simulate due catene da 600.000 iterazioni ciascuna. Perché i risultati siano sensati queste linee dovrebbero essere abbastanza costanti, sebbene alcune oscillazioni siano ammesse, e dovrebbero inoltre convergere alla distribuzione ergodica. E' importante ricordarsi che bisogna guardare l'andamento dal $3 \cdot 10^5$ in poi in ascissa perché è stata scartata la prima metà delle osservazioni.

Dynare ci fornisce tre misure, ossia tre grafici: "interval" che ci dà l'intervallo costruito attorno alla media delle medie con livello di confidenza del 90%; "m2" è una misura della varianza e "m3" è il momento terzo. L'asse delle ascisse rappresenta il numero delle iterazioni del Metropolis-Hastings che sono state fatte, mentre l'asse delle ordinate misura i momenti del parametro e il primo valore corrisponde al valore iniziale in cui è cominciato l'algoritmo Metropolis-Hastings. Se i momenti rilevati sono fortemente instabili oppure non convergono, significa che c'è un problema di a priori troppo povere, cioè sono troppo poco

informative . Sarebbe quindi consigliabile rifare le stime con diverse a priori, oppure in alternativa utilizzare un numero più grande di simulazioni del Metropolis-Hastings. Nel nostro caso riportiamo qui in figura 3.6 il grafico del modello generale, mentre nell'appendice si possono trovare anche tutti i grafici dei singoli parametri. Quello che si nota è che le due linee non si discostano molto l'una dall'altra e tranne qualche oscillazione iniziale tendono poi a stabilizzarsi e a convergere. Quindi si può essere fiduciosi nel ritenere le a priori scelte sufficientemente informative, nonostante fossero state appositamente scelte debolmente informative per lasciar parlare i dati; e anche il numero di iterazioni dell'algoritmo Metropolis-Hastings, dell'ordine di 600.000, sembra essere sufficiente.

Superato questo primo scoglio, si può proseguire con l'analisi delle distribuzioni a posteriori.

3.6 Stima della densità a posteriori

La stima della distribuzione a posteriori con Dynare avviene in due passi. Il primo passo consiste nel calcolo solamente della moda, mentre nel secondo passo si ottiene la forma dell'intera distribuzione.

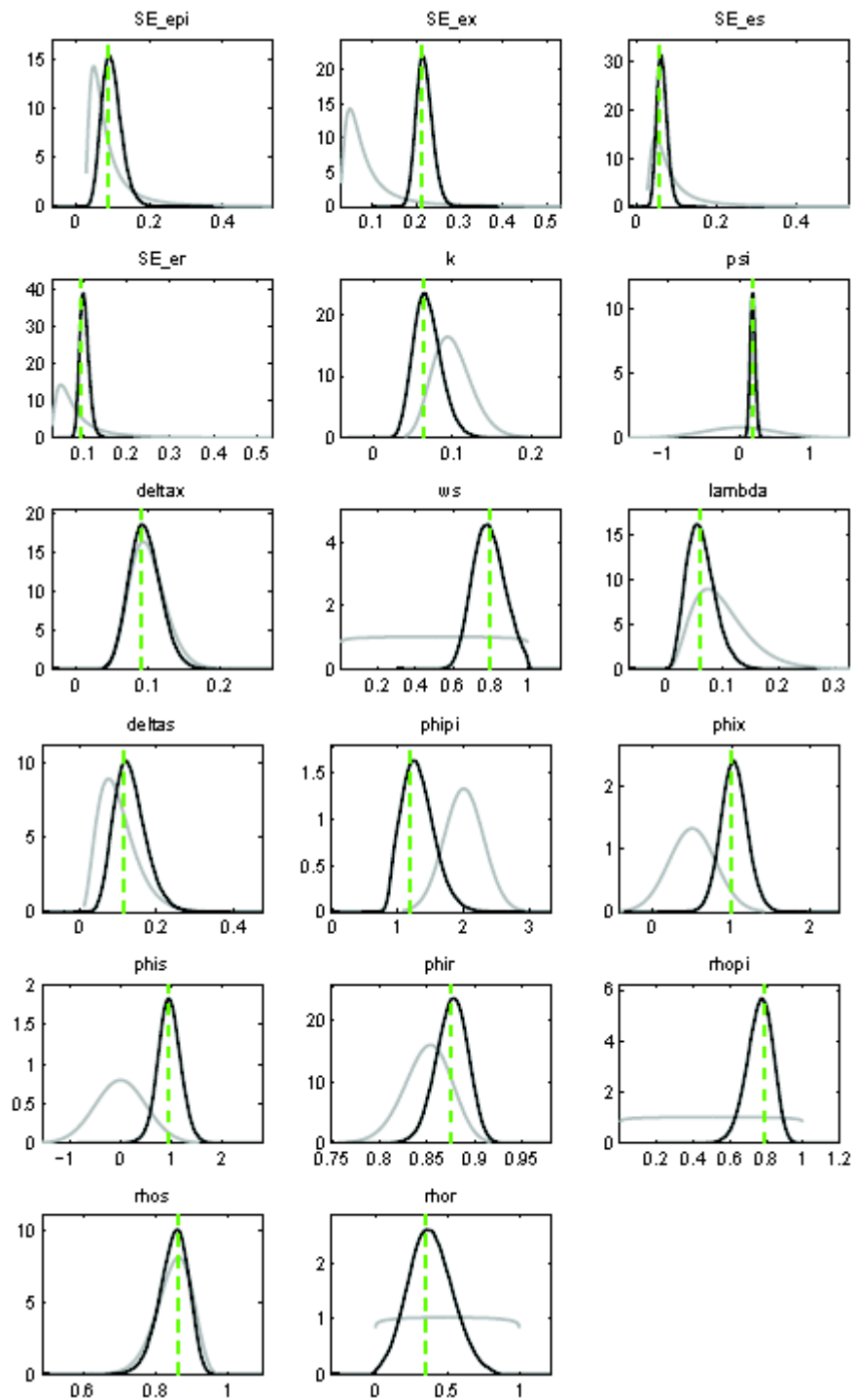
Tabella 3.2: risultati primo step di stima

Parametri	Media	Moda	s.d.	t-stat
k	0.1	0.0629	0.0167	3.7690
ψ	0	0.1745	0.0350	4.9890
δ_x	0.1	0.0908	0.0211	4.3040
ω_s	0.5	0.7933	0.0855	9.2820
λ	0.1	0.0620	0.0249	2.4896
δ_s	0.1	0.1163	0.0373	3.1171
ϕ_π	2	1.1803	0.2403	4.9112
ϕ_x	0.5	1.0037	0.1573	6.3821
ϕ_s	0	0.9419	0.2121	4.4398
ϕ_R	0.85	0.8749	0.0178	49.1383
ρ_π	0.5	0.7836	0.0703	11.1404
ρ_s	0.85	0.8611	0.0394	21.8434
ρ_R	0.5	0.3484	0.1538	2.2647
σ_π	0.1	0.0870	0.0252	3.4518
σ_x	0.1	0.2138	0.0177	12.0958
σ_s	0.1	0.0573	0.0121	4.7185
σ_R	0.1	0.0959	0.0092	10.4454

La tabella sopra riporta i risultati per il primo passo della stima, cioè il calcolo della moda, ed è calcolata sia per tutti i parametri sia per le deviazioni standard dei quattro shock. Nella tabella sono riportate le medie a priori, le mode a posteriori con le relative deviazioni standard e le statistiche test per valutarne la significatività. Se confrontiamo i valori della statistica t con quelli della Normale standard sotto l'ipotesi nulla di uguaglianza a zero

quello che otteniamo è sempre il rifiuto di tale ipotesi nulla e quindi possiamo concludere che tutti i parametri sopra elencati sono significativi. Però per fare questo ragionamento si assume normalità nella posteriori. Il valore della log-verosimiglianza calcolata con il metodo di Laplace, calcolata quindi assumendo una distribuzione Normale per la posteriori, ci fornisce un valore pari a 1.438336. Dai risultati notiamo innanzitutto che le mode di ψ e ϕ_s , i nostri principali parametri d'interesse, sono significative e positive. Vediamo se il secondo step di stima (quello che ci dà tutta la distribuzione a posteriori) conferma questi risultati.

Figura 3.7: densità a posteriori



Le linee nere rappresentano le distribuzioni a posteriori, quelle grigie sono le a priori mentre la linea verticale rappresenta la moda della densità a posteriori. Sono necessarie quattro condizioni per ritenere la stima del modello accettabile. Per prima cosa la distribuzione a priori e quella a posteriori non devono essere eccessivamente diverse, ma nemmeno essere

talmente simili da sovrapporsi perché ciò significherebbe che i dati non hanno portato nessuna informazione. Secondo, la densità a posteriori dovrebbe avere una distribuzione molto simile alla Normale, infatti la log-verosimiglianza di Laplace viene calcolata proprio assumendo che la a posteriori sia una Normale centrata nella moda e avente varianza in funzione dell'Hessiano. Terzo, la moda a posteriori, calcolata come valore che massimizza la densità a posteriori, non deve discostarsi troppo dalla moda della distribuzione a posteriori. Infine, è importante controllare la stima delle deviazioni standard degli shock che dovrebbe essere centrata intorno allo zero.

Nel nostro caso specifico, in questo modello queste condizioni sono sostanzialmente rispettate, infatti, le a priori e le a posteriori sono spostate ma non troppo, e ciò ci permette di ritenere che i dati siano informativi, la moda della densità a posteriori in linea di massima coincide con la moda calcolata nel primo step e gli shock sono centrati in prossimità dello zero. Presentano dei problemi δ_x e ρ_s che hanno le distribuzioni a priori e quelle a posteriori che quasi coincidono; ma dato che non sono totalmente sovrapposte significa che un minimo di informazione è stata portata dai dati. Possiamo dunque passare ad analizzare i risultati del secondo step di stima.

Tabella 3.3: distribuzione a posteriori

Parametri	Media a Priori	Media a Post.	Intervallo di credibilità al 90%
k	0.1	0.0685	0.0400 ; 0.0965
ψ	0	0.1839	0.1259 ; 0.2420
δ_x	0.1	0.0961	0.0610 ; 0.1309
ω_s	0.5	0.7908	0.6564 ; 0.9318
λ	0.1	0.0629	0.0222 ; 0.1020
δ_s	0.1	0.1310	0.0654 ; 0.1952
ϕ_π	2	1.3077	0.9055 ; 1.6794
ϕ_x	0.5	1.0330	0.7607 ; 1.3158
ϕ_s	0	0.9567	0.5950 ; 1.3305
ϕ_R	0.85	0.8755	0.8485 ; 0.9029
ρ_π	0.5	0.7619	0.6481 ; 0.8765
ρ_s	0.85	0.8492	0.7848 ; 0.9143
ρ_R	0.5	0.3828	0.1338 ; 0.6303
σ_π	0.1	0.0977	0.0541 ; 0.1391
σ_x	0.1	0.2195	0.1894 ; 0.2495
σ_s	0.1	0.0647	0.0435 ; 0.0850
σ_R	0.1	0.1026	0.0856 ; 0.1197

In questa tabella sono riportati i risultati del secondo step di stima che ci fornisce appunto la media a posteriori e il relativo “intervallo di credibilità” al 90% per ciascun parametro. Il tasso di accettazione delle pesche è pari al 34.05% per la prima catena simulata e al 34.07% per la seconda. Dato che appartiene al range tra il 23% e il 40%, il modello stimato è buono. Guardando le stime possiamo innanzitutto sostenere la presenza di una quantità finanziaria nella curva IS. La media a posteriori del parametro ψ è 0.18, con l’intervallo HPD al 90% pari a [0.13;0.24]. Il segno positivo della media a posteriori di ψ è in linea con l’intuizione economica: più alta è la solidità finanziaria, maggiore è l’incentivo per le famiglie ad allocare risorse al consumo corrente, migliori sono le condizioni economiche del paese.

Quindi episodi di stress finanziario fanno abbassare il PIL sotto il suo potenziale rendendo l'output gap negativo. Anche λ è positivo, confermando l'intuizione sul fatto che i movimenti della solidità finanziaria si basano sulle aspettative del ciclo economico.

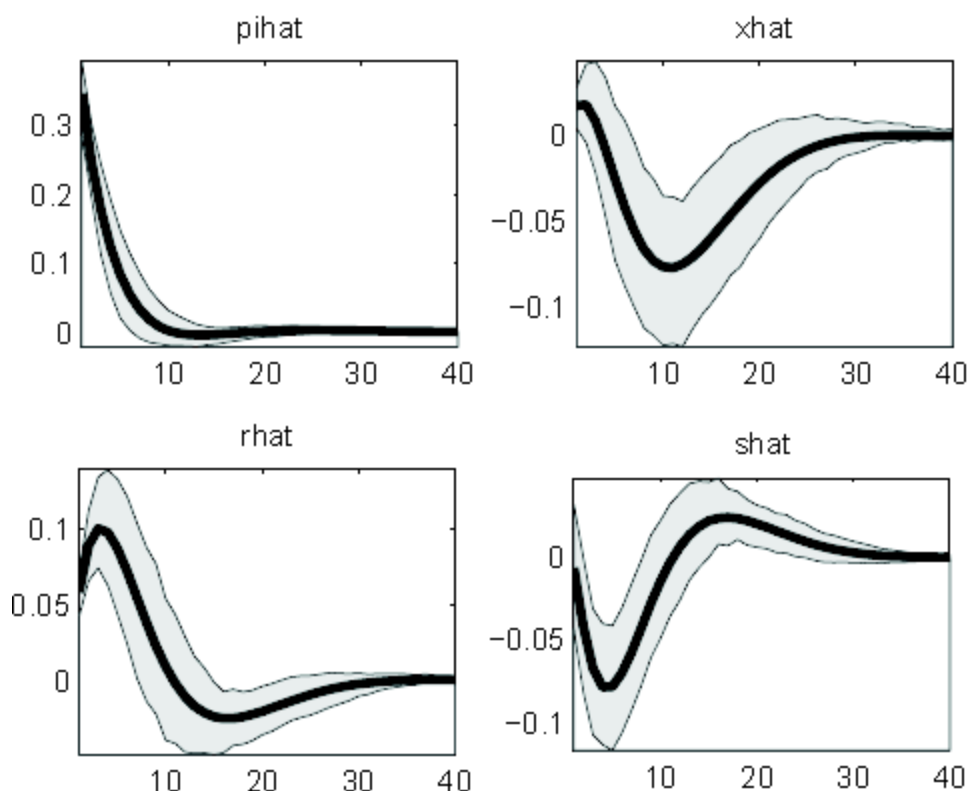
Passiamo ad analizzare i parametri della regola di Taylor per valutare la politica monetaria degli Stati Uniti d'America negli ultimi vent'anni. Per considerare il comportamento della banca centrale soddisfacente una spinta inflazionistica deve essere combattuta da un incremento del tasso di interesse reale oltre il suo valore naturale. Cioè, dato che il tasso d'interesse reale è la differenza tra il tasso d'interesse nominale e l'inflazione una crescita dell'inflazione deve essere compensata da un aumento maggiore del tasso di interesse nominale per provocare un apprezzamento del tasso di interesse reale. In termini numerici il coefficiente sull'inflazione deve essere maggiore di 1 e quello sull'output gap maggiore di 0 per assicurare che la politica monetaria risponda ai segnali di spinte inflazionistiche osservati, in modo sufficientemente restrittivo da indurre un aumento del tasso di interesse reale. I risultati della nostra stima indicano che la Federal Reserve si comporta in modo soddisfacente ai movimenti dell'output gap e dell'inflazione dato che ϕ_x è significativamente maggiore di 0 (considerando l'intervallo di credibilità al 90%) e la media a posteriori di ϕ_π è maggiore di 1. Anche il nuovo coefficiente della regola di Taylor ϕ_s risulta positivo. Infatti la media a posteriori è pari a 0.95 e l'intervallo HPD al 90% è [0.59;1.33]. Questo risultato indica che la Federal Reserve ha monitorato delle misure finanziarie durante il periodo tra il 1990 e il 2008. Questo potrebbe significare che tra gli obiettivi della Federal Reserve oltre alla stabilità dei prezzi e alla stabilizzazione del ciclo economico è presente anche la stabilità finanziaria. Un'interpretazione più cauta, potrebbe essere che l'obiettivo della Fed non sia la stabilità finanziaria, ma che decida di monitorare e intervenire sui mercati finanziari durante episodi di stress finanziario, per evitare ampie fluttuazioni dei prezzi e dell'output gap. Questa interpretazione è ribadita dal valore elevato del coefficiente ϕ_R , l'interest rate smoothing. Infatti, per non creare stress finanziario, i movimenti del tasso di interesse avvengono a passi brevi e per periodi di tempo prolungati.

Infine, i rimanenti parametri assumono valori ragionevoli, in linea con la letteratura attuale.

3.7 Funzioni di risposta a impulso (IRF)

La funzione di risposta a impulso descrive la reazione nel tempo di una variabile in relazione ad uno shock temporaneo (della durata di un periodo) di un'altra variabile in un sistema dinamico che coinvolge anche altre variabili. In particolare si tratta di seguire e misurare l'effetto di uno shock esogeno o innovazione in una delle variabili su una o più altre variabili. Dato che abbiamo ipotizzato che tra gli errori non c'è correlazione, gli shock sono ortogonali, cioè non si può verificare che uno shock in una variabile sia accompagnato da uno shock in un'altra variabile. Le densità di queste funzioni sono calcolate campionando 500 vettori di realizzazioni dei parametri stimati e simulando per ogni vettore la funzione d'impulso-risposta. Insieme a queste funzioni nei grafici sono riportati anche il quinto e il novantacinquesimo percentile. Nel nostro caso, sono presenti quattro shock, vediamo come impattano sulle nostre serie.

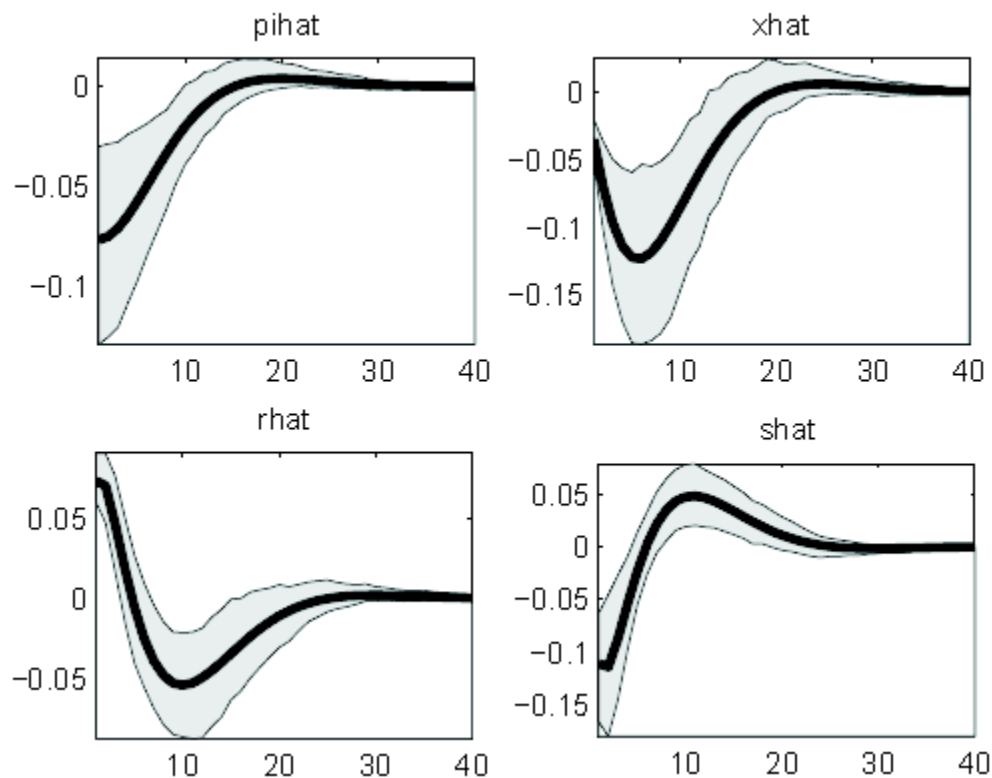
Figura 3.8: effetto dello shock d'inflazione



L'effetto dello shock all'inflazione è naturalmente quello di far aumentare l'inflazione. Quest'aumento fa ridurre il tasso di interesse reale ex-ante facendo aumentare i consumi (PIL va sopra il potenziale). Come conseguenza di ciò la Federal Reserve interviene sul

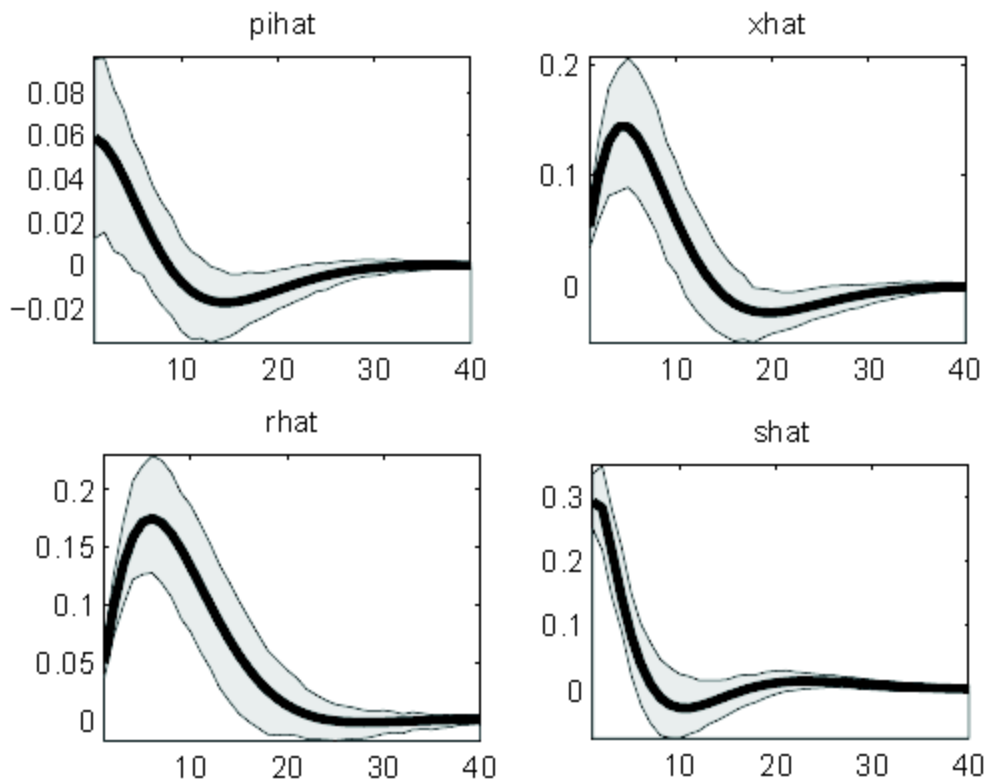
tasso d'interesse aprendo una recessione per far scendere inflazione e output gap creando inoltre dello stress finanziario (la serie della solidità finanziaria scende). Dopo questo effetto iniziale le serie tendono a tornare verso lo stato stazionario che in questo caso è la media non condizionata zero per tutte le variabili visto che nel modello non sono incluse le costanti. Quindi dopo l'aumento iniziale, l'inflazione e il tasso di interesse nominale scendono mentre l'output gap e la solidità finanziaria salgono.

Figura 3.9: effetto dello shock di politica monetaria



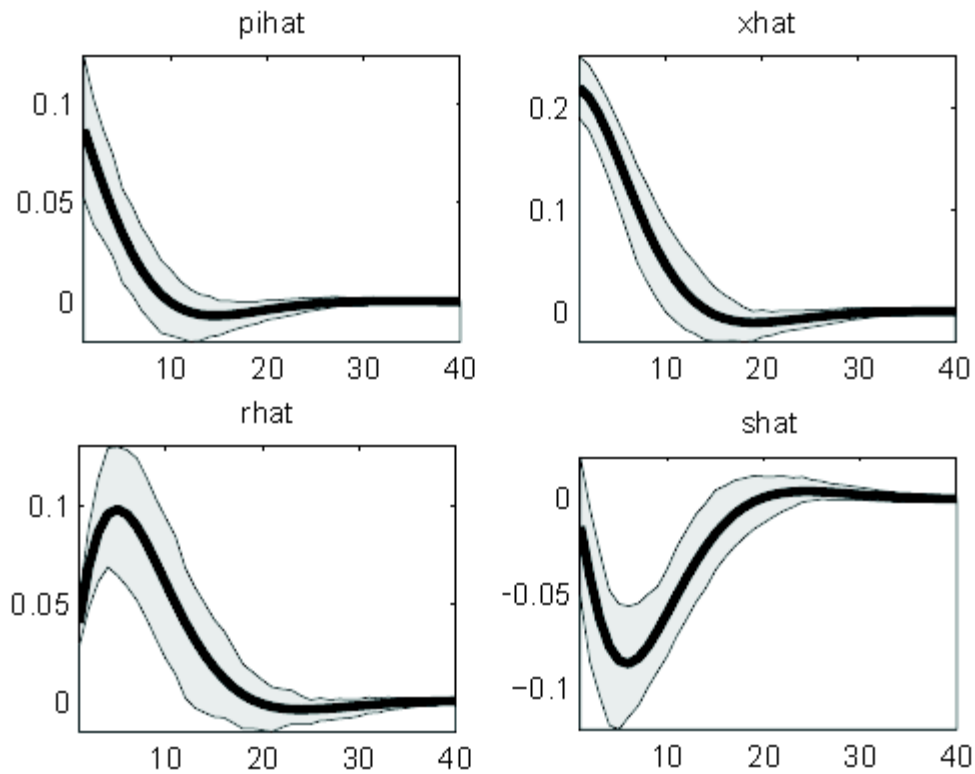
Uno shock positivo di ε_t^R ha un impatto positivo direttamente sul tasso d'interesse. Quest'aumento del tasso d'interesse apre una recessione facendo diminuire output gap, inflazione e creando stress nel mondo finanziario. Anche in questo caso dopo i movimenti iniziali, le variabili tornano allo stato stazionario e si ristabiliscono verso lo zero, quindi inflazione, output e solidità finanziaria aumentano mentre il tasso di interesse nominale scende.

Figura 3.10: effetto dello shock finanziario



Uno shock positivo alla solidità finanziaria provoca un immediato aumento nel grafico della solidità finanziaria. Questo porta a un incremento anche del PIL sopra il suo livello potenziale tramite l'equazione di Eulero e dell'inflazione tramite la curva di Phillips. Il fatto che questi incrementi siano significativamente maggiori di zero confermano l'importanza della borsa nel nostro modello DSGE. Di conseguenza la Federal Reserve aumenta il tasso d'interesse nominale al fine di far tornare allo stato iniziale le variabili. Infine dopo questi movimenti iniziali tutte le variabili si riducono ristabilendosi verso lo zero.

Figura 3.11: effetto dello shock di domanda



Se ε_t^x aumenta anche l'output aumenta, questo porta a un incremento sia dell'inflazione, tramite la curva di Phillips, sia del tasso di interesse nominale, attraverso la regola di Taylor. Poi il tasso sale ulteriormente per far diminuire l'output gap e l'inflazione facendo ridurre anche l'indice della solidità finanziaria. Di conseguenza inflazione e output scendono, il tasso può ritornare verso lo zero, lo stress si riduce e tutte e quattro le serie tornano allo stato iniziale.

3.8 Decomposizione della varianza dell'errore di previsione (FEVD)

L'analisi della decomposizione della varianza del termine di errore consente di analizzare il contributo dell'innovazione della variabile j alla varianza dell'errore di previsione h passi in avanti della variabile k . L'analisi della decomposizione della varianza del termine di errore mostra quale proporzione della varianza degli errori di previsione sulla k -esima variabile del sistema, a un determinato orizzonte temporale, possa essere attribuita a innovazioni nelle variabili considerate.

L'idea di base qui è la seguente: se non ci fossero gli shock, le nostre serie non si muoverebbero. Supponiamo di spegnere tutti gli shock tranne uno, esso provoca dapprima un effetto nell'equazione in cui è direttamente coinvolto e poi causa dei cambiamenti indirettamente anche nelle altre equazioni attraverso le relazioni con altre variabili. Purtroppo però gli shock, in quanto tali, non si possono conoscere da subito, possiamo solo tentare di fare una loro previsione. Tale previsione non sarà mai esatta ma sempre soggetta a un errore di previsione, quindi l'effetto di uno shock sulle nostre variabili sarà associato a un errore di previsione e il suo impatto sarà tanto maggiore quanto maggiore sarà la varianza dell'errore di previsione. Anche in questo caso, come per la funzione di risposta d'impulso, ha senso se la varianza totale dell'errore di previsione è unicamente funzione di varianze e non di covarianze, cioè richiede shock tra loro ortogonali. Consideriamo la decomposizione della varianza dell'errore futuro con orizzonte infinito, cioè vediamo l'effetto di lungo periodo.

Tabella 3.4: Decomposizione della varianza dell'errore di previsione (∞ passi in avanti)

	ε_t^π	ε_t^x	ε_t^s	ε_t^R
$\hat{\pi}$	81.95	6.96	5.13	5.96
$\hat{x}$	8.98	47.79	27.71	15.52
$\hat{s}$	8.29	14.82	67.07	9.82
$\hat{R}$	13.19	17.72	62.40	6.68

Quello che notiamo è che il cambiamento d'offerta ha ovviamente l'effetto maggiore sull'inflazione, circa l'82%, pesa per il 13.2% sul tasso di interesse nominale di breve periodo, per il 9% sull'output e per l'8.3% sullo stress. Lo shock di domanda influisce

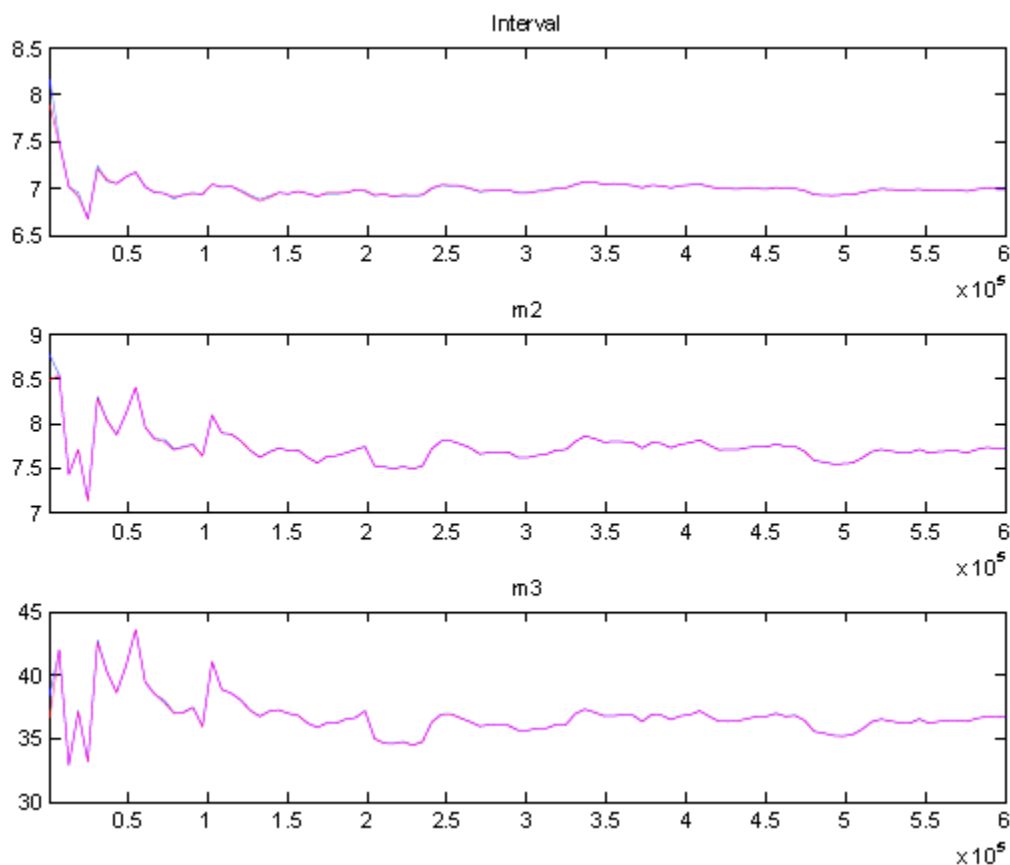
direttamente sull'output per il 47.8%, incide indirettamente ma in maniera consistente sul tasso d'interesse per il 17.7% e sullo stress finanziario per il 14.8%, mentre ha un impatto decisamente minore sull'inflazione (7%). Quello che interessa soprattutto a noi è il comportamento dello shock finanziario, perché, essendo il nuovo tipo di shock introdotto in questa analisi, vogliamo vedere se ha effettivamente degli effetti rilevanti. Lo shock finanziario ha il maggiore effetto sull'indice KCFSI (67.1%), ha un elevato impatto anche sul tasso d'interesse (62.4%) e un effetto minore ma consistente sull'output (27.7%). L'effetto sull'inflazione è praticamente trascurabile ed è sull'ordine del 5%. Lo shock di politica monetaria non è incisivo come gli altri shock ed è inoltre interessante notare che l'influenza maggiore non è quella diretta sul tasso d'interesse (6.7%), ma sull'output gap (15.5%). Il peso sullo stress è del 9.8% mentre sull'inflazione è del 6%. Non ha senso, invece, considerare l'effetto di uno shock sugli altri shock in quanto abbiamo inizialmente ipotizzato che essi siano incorrelati. Se guardiamo poi l'impatto degli shock sulle variabili osservate, notiamo che è esattamente identico a quello prodotto sulle variabili latenti e questo fenomeno è dovuto al fatto che abbiamo ipotizzato che non ci siano errori di misura.

4 Varianti del modello DSGE con canale finanziario

4.1 Modello DSGE senza canale finanziario

In questo capitolo stimeremo alcuni modelli e li confronteremo con il nostro modello benchmark. Infatti, perché un modello possa essere considerato valido, sarebbe bene provare a fare alcune analisi modificando di volta in volta alcuni parametri e vedere se si perviene alle medesime conclusioni. Quello che noi facciamo adesso è ristimare il modello vincolando a zero i nostri due parametri di maggiore interesse ψ e ϕ_s . In pratica, togliendo questi due parametri, la regola di Taylor e l'equazione di Eulero risultano standard, in linea con Benati e Surico (2008) o Canova (2009). Vogliamo verificare se il canale finanziario porta un significativo miglioramento del modello. Dato che non è stata fatta nessun'altra modifica al modello le distribuzioni a priori sono le stesse della tabella 3.1.

Figura 4.1: convergenza del modello



Riportiamo qui la convergenza relativa solamente all'intero modello e non la convergenza per ogni singolo parametro, convergenza che va considerata sempre dal $3 \cdot 10^5$ in poi perché noi abbiamo deciso di scartare la prima metà delle iterazioni. Ricordiamo che Dynare ci fornisce la convergenza relativa all'intervallo di confidenza, alla varianza e al momento terzo rispettivamente. Innanzitutto vediamo che la linea blu e quella rossa, che indicano rispettivamente la varianza entro la serie e tra le serie, tendono a coincidere. I tre grafici inoltre tendono a essere abbastanza stabili e a convergere nel tempo, quindi possiamo ritenere che il modello converga alla distribuzione ergodica e possiamo quindi passare ad analizzare i risultati che sono quindi validi.

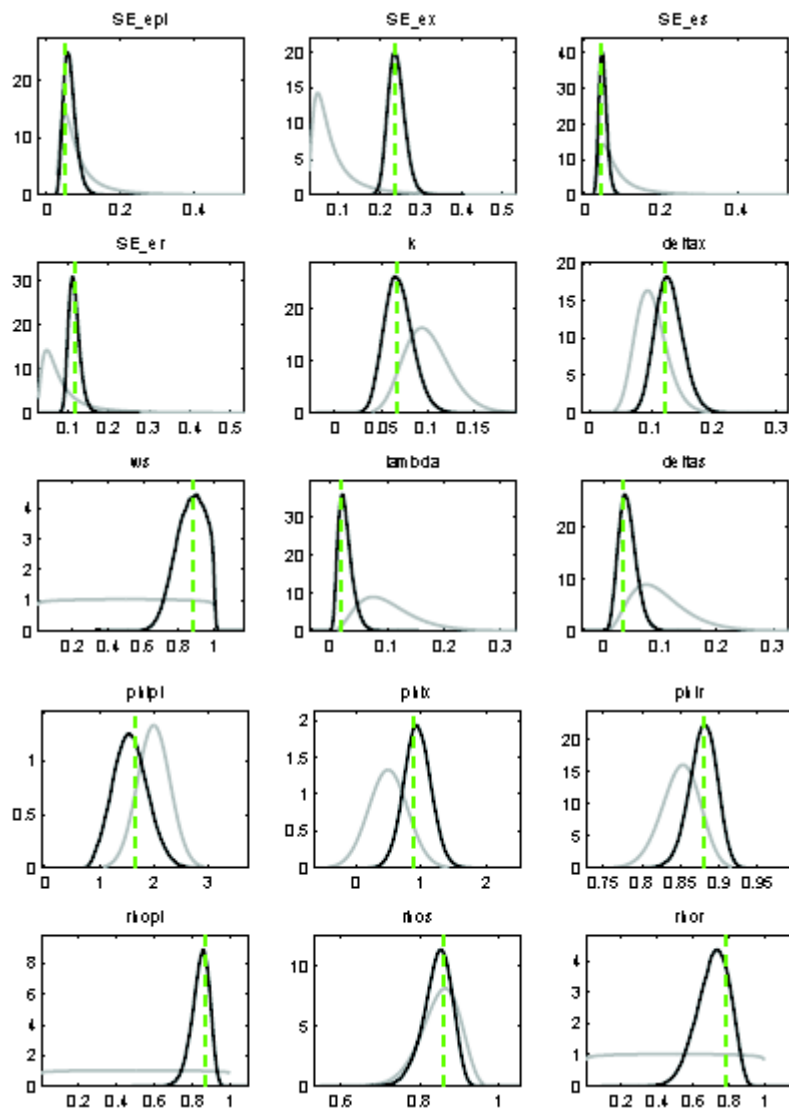
Tabella 4.1: risultati primo step di stima

Parametri	Media	Moda	s.d.	t-stat
k	0.1	0.0665	0.0144	4.6227
δ_x	0.1	0.1220	0.0213	5.7332
ω_s	0.5	0.8822	0.1145	7.7021
λ	0.1	0.0178	0.0097	1.8308
δ_s	0.1	0.0333	0.0142	2.3475
ϕ_π	2	1.6481	0.3541	4.6536
ϕ_x	0.5	0.8779	0.2235	3.9277
ϕ_R	0.85	0.8799	0.0193	45.6860
ρ_π	0.5	0.8726	0.0400	21.8206
ρ_s	0.85	0.8587	0.0359	22.9079
ρ_R	0.5	0.7868	0.0895	8.7943
σ_π	0.1	0.0497	0.0132	3.7526
σ_x	0.1	0.2372	0.0196	12.1249
σ_s	0.1	0.0435	0.0094	4.6402
σ_R	0.1	0.1166	0.0164	7.0957

Questo primo passo ci fornisce i valori della moda della distribuzione a posteriori. Il valore della log-verosimiglianza ottenuto con il metodo di Laplace è pari a -14.867071. Esso è

nettamente più basso rispetto a quello ottenuto con la stima dove ψ e ϕ_s non erano vincolati che era pari a 1.438336. Poiché noi vogliamo ottenere il modello che ci fornisce un valore più alto della log-verosimiglianza, propendiamo nel preferire il modello non vincolato. A supportare questa considerazione è anche la statistica Kass e Raftery (1995). Secondo Kass e Raftery (1995), se la statistica è minore di 10 non si può propendere verso nessuno dei due modelli, mentre se è maggiore di 10 c'è un'evidenza positiva in favore di uno dei due modelli. Tale statistica è calcolata come $2 \times (\text{differenza log-verosimiglianza tra i due modelli})$. Nel nostro caso otteniamo $KR = 2[1.44 - (-14.87)] = 32.62$, il quale indica che il modello stimato nel capitolo tre, in cui ψ e ϕ_s non sono vincolati, ci permette di ottenere delle stime nettamente migliori.

Figura 4.2:Densità a posteriori



Ricordiamo che le linee grigie rappresentano le densità a priori, quelle nere le densità a posteriori e quelle verdi la moda. Per prima cosa vediamo che le a priori e le a posteriori sono spostate e ciò significa che i dati sono informativi, ma nonostante tutto hanno una distribuzione a posteriori che non si discosta eccessivamente dalla a priori. Questo vale anche per i coefficienti ρ_s e δ_x che nel modello benchmark avevano la distribuzione a priori e quella a posteriori che quasi coincidevano. La moda calcolata massimizzando la densità a posteriori coincide grossomodo con la moda della posteriori e quindi tutto ciò ci dice che possiamo passare ad analizzare i valori stimati.

Vediamo adesso a quali risultati si perviene con il secondo passo di stima.

Tabella 4.2: distribuzione a posteriori

Parametri	Media a Priori	Media a Post.	Intervallo di credibilità al 90%
k	0.1	0.0687	0.0435 ; 0.0931
δ_x	0.1	0.1284	0.0923 ; 0.1637
ω_s	0.5	0.8654	0.7551 ; 0.9998
λ	0.1	0.0261	0.0071 ; 0.0445
δ_s	0.1	0.0418	0.0163 ; 0.0660
ϕ_π	2	1.5721	1.0477 ; 2.0775
ϕ_x	0.5	0.9483	0.6094 ; 1.2947
ϕ_R	0.85	0.8790	0.8507 ; 0.9086
ρ_π	0.5	0.8430	0.7695 ; 0.9187
ρ_s	0.85	0.8437	0.7862 ; 0.9031
ρ_R	0.5	0.7105	0.5675 ; 0.8565
σ_π	0.1	0.0622	0.0353 ; 0.0883
σ_x	0.1	0.2409	0.2082 ; 0.2736
σ_s	0.1	0.0482	0.0316 ; 0.0640
σ_R	0.1	0.1161	0.0939 ; 0.1374

Il tasso di accettazione è del 35.13% per il primo blocco d'iterazioni e del 35.03% per il secondo blocco. Dato che è compreso nel range di accettazione, il modello va bene, però sono dei valori sensibilmente più alti rispetto al 34,05% e al 34,07% ottenuti nel modello non vincolato. Il range di accettazione è compreso tra il 23% e il 40%, però sono preferibili i modelli con valore di accettazione vicino al limite inferiori, in virtù di ciò possiamo affermare che tra i due modelli stimati quello migliore sembra essere quello non vincolato. Questo significa che il canale finanziario contribuisce a migliorare il modello confermando la robustezza del modello non vincolato.

Analizzando le principali differenze nei parametri tra le due stime si nota che la reazione all'inflazione da parte della banca centrale è aumentata da 1.30 a 1.57 e l'impatto del tasso di interesse reale ex-ante nell'equazione della solidità finanziaria è più basso (da 0.13 a 0.04). Poi è aumentata nettamente la persistenza nello shock di politica monetaria, infatti ρ_R passa da 0.38 a 0.71. Questi cambiamenti ci suggeriscono che l'omissione di ψ e ϕ_s potrebbe aver comportato delle distorsioni nelle densità a posteriori. Controlliamo se i cambiamenti nelle varianze delle innovazioni rispetto al modello non vincolato hanno effetto analizzando la decomposizione della varianza.

Tabella 4.3: decomposizione della varianza dell'errore di previsione (∞ passi in avanti)

	ε_t^π	ε_t^x	ε_t^s	ε_t^R
$\hat{\pi}$	36.99	8.04	0	54.97
$\hat{x}$	8.84	34.00	0	57.16
$\hat{s}$	3.13	5.92	82.20	8.75
$\hat{R}$	25.31	33.64	0	41.05

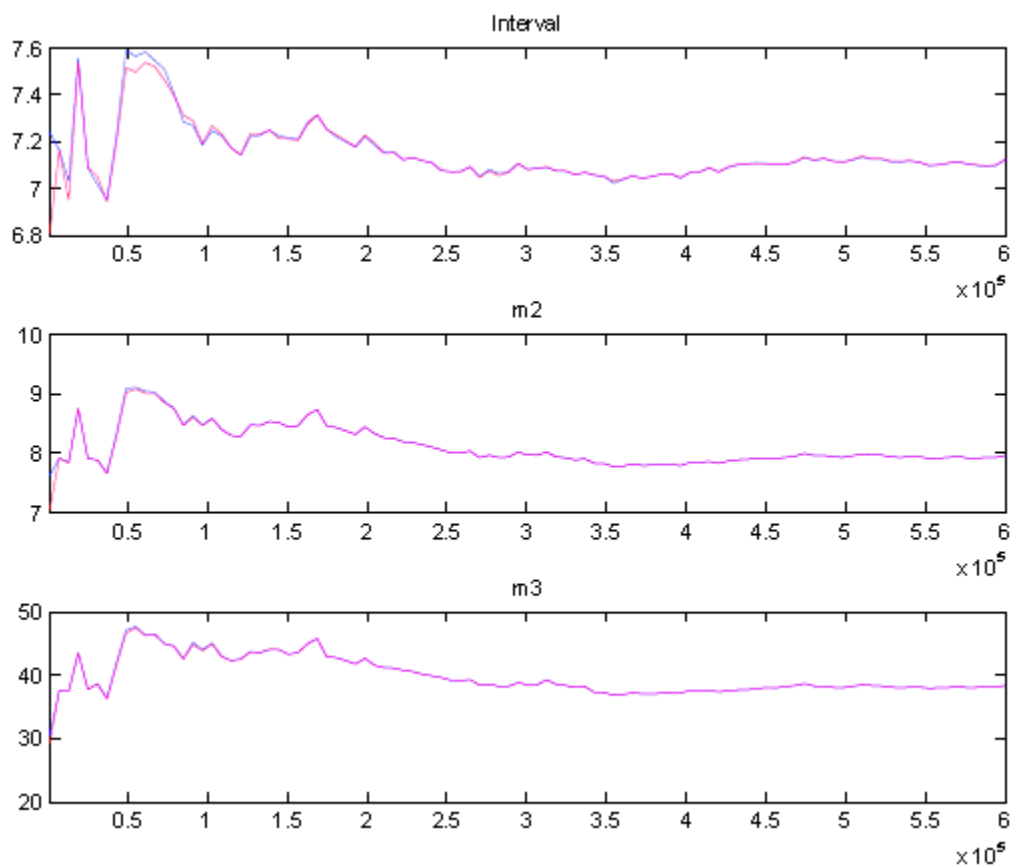
Innanzitutto lo shock finanziario ha un'influenza solo sullo stress finanziario dato che ψ e ϕ_s non sono presenti. Come avevamo intuito dalle stime (σ_π passato da 0.1 a 0.06), è diminuito l'impatto dello shock d'inflazione. Infatti l'effetto sull'inflazione è passato dall'82% al 37%. Invece è aumentato l'effetto dello shock al tasso d'interesse che prima incideva per 15,5% sull'output gap (ora per il 57.2%), per il 6.7% sul tasso nominale (ora per il 41%) e per il 6% sull'inflazione (ora per il 55%). Infine lo shock di domanda ha un comportamento un po' anomalo, ha diminuito l'impatto sull'output dal 47.8% al 34% e lo

ha aumentato sul tasso d'interesse da 17.7% a 33.6% mentre è rimasto simile sull'inflazione.

4.2 Modello DSGE con regola di Taylor standard

In questo modello vogliamo focalizzare la nostra attenzione solamente sulla regola di Taylor. La domanda che ci poniamo è: la Fed prende le sue decisioni di politica monetaria solo sulla base dell'inflazione e dell'output gap oppure si basa anche su qualche variabile finanziaria? Per rispondere a questa domanda ora stimiamo un modello vincolando a 0 solamente il parametro ϕ_s e lasciando immutati tutti gli altri parametri. Quindi la regola di Taylor è standard, uguale a quella modellata da Clarida, Gali e Gertler (2000). Anche in questo caso tranne questa modifica la struttura del modello rimane immutata e le distribuzioni a priori sono quelle descritte nella tabella 3.1. Valutiamo inizialmente la convergenza di questo nuovo modello.

Figura 4.3: convergenza del modello



Anche in questo caso, riportiamo solamente la convergenza del modello multivariato e non di ogni singolo parametro. Vediamo che la linea blu e la linea rossa che riproducono la simulazione di due catene da 600000 iterazioni, a parte qualche lieve differenza iniziale tendono a coincidere e a convergere entrambe alla distribuzione ergodica. Questo significa che 600000 iterazioni sono più che sufficienti per ritenere i risultati che andremo a vedere validi.

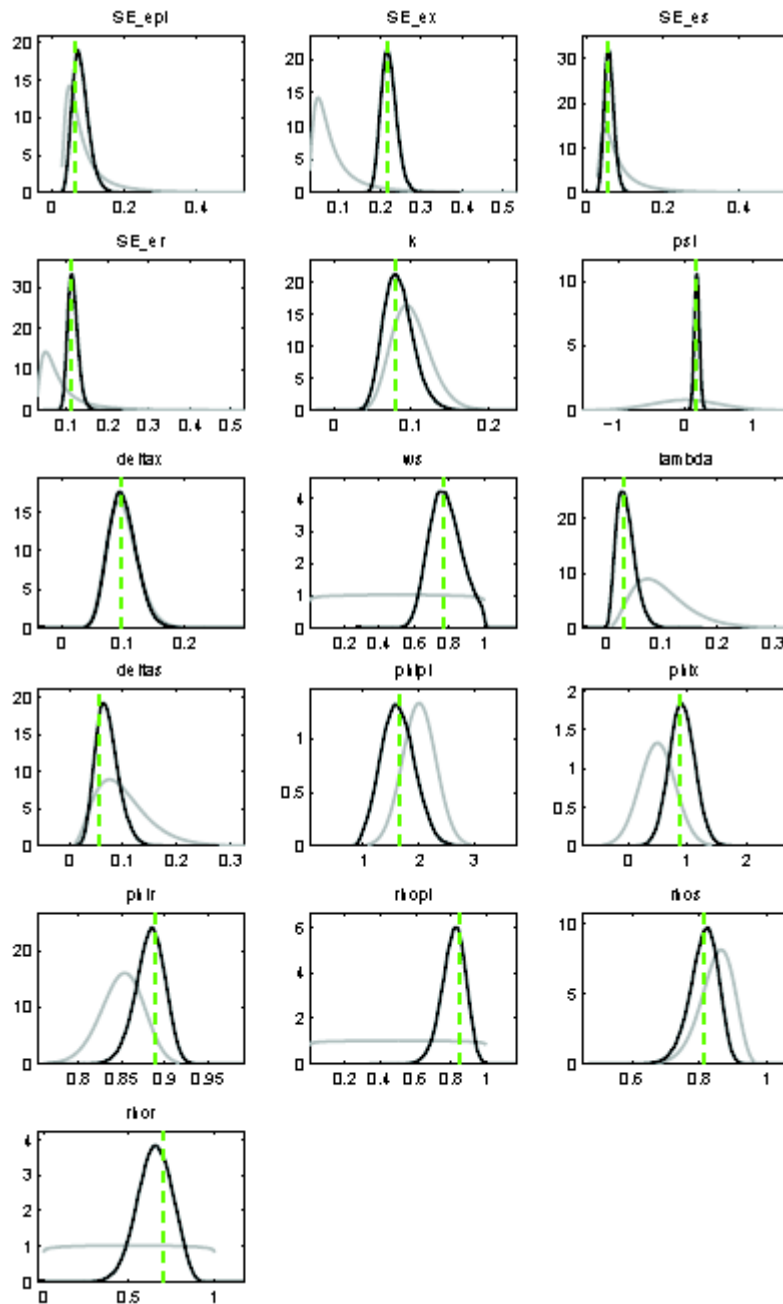
Tabella 4.4: risultati primo step di stima

Parametri	Media	Moda	s.d.	t-stat
k	0.1	0.0793	0.0177	4.4786
ψ	0	0.1584	0.0374	4.2366
δ_x	0.1	0.0963	0.0237	4.0692
ω_s	0.5	0.7665	0.0941	8.1477
λ	0.1	0.0308	0.0182	1.6954
δ_s	0.1	0.0543	0.0190	2.8596
ϕ_π	2	1.6353	0.3282	4.9829
ϕ_x	0.5	0.8654	0.2252	3.8434
ϕ_R	0.85	0.8885	0.0167	53.3073
ρ_π	0.5	0.8517	0.0653	13.0448
ρ_s	0.85	0.8156	0.0434	18.7821
ρ_R	0.5	0.7033	0.1330	5.2881
σ_π	0.1	0.0640	0.0206	3.1074
σ_x	0.1	0.2161	0.0179	12.0497
σ_s	0.1	0.0545	0.0125	4.3614
σ_R	0.1	0.1115	0.0131	8.5214

Come abbiamo già ripetuto, con il primo passo di stima otteniamo il valore della moda a posteriori per ciascun parametro. I valori assunti dalla statistica t sono tutti maggiori del valore critico 1.96, che è l'opportuno percentile della Normale standard tranne il parametro λ . Decidiamo di tenerlo lo stesso nella stima perché il valore critico di 1.96 è valido solo se

la distribuzione a posteriori è esattamente una Normale. Il valore della log-verosimiglianza ottenuto con il metodo di Laplace è pari a -4.893462. Per confrontare questo modello con quello benchmark usiamo la statistica Kass e Raftery (1995). La statistica $KR = 2[1.44 - (-4.89)] = 12.66$ dato che risulta maggiore di 10 ci suggerisce una forte evidenza in favore del modello benchmark. Il confronto con il modello senza canale finanziario, invece, ci fa propendere per il modello con la regola di Taylor standard ($KR = 2[(-4.89) - 14.86] = 19.94$). Quindi, in linea con le attese, il modello benchmark risulta essere il migliore.

Figura 4.4:Densità a posteriori



Quello che notiamo da questa figura è che le densità a priori sono spostate rispetto a quelle a posteriori confermando l'informatività dei dati. La moda coincide grossomodo con la moda della distribuzioni a posteriori e gli errori sono centrati vicino allo zero. Passiamo adesso ad analizzare i risultati del secondo step di stima per vedere le principali differenze con gli altri modelli stimati.

Tabella 4.5: risultati secondo step di stima

Parametri	Media a Priori	Media a Post.	Intervallo di credibilità al 90%
k	0.1	0.0834	0.0524 ; 0.1136
ψ	0	0.1709	0.1092 ; 0.2322
δ_x	0.1	0.0992	0.0616 ; 0.1351
ω_s	0.5	0.7777	0.6327 ; 0.9337
λ	0.1	0.0363	0.0105 ; 0.0612
δ_s	0.1	0.0704	0.0353 ; 0.1039
ϕ_π	2	1.6210	1.1238 ; 2.0963
ϕ_x	0.5	0.9113	0.5500 ; 1.2584
ϕ_R	0.85	0.8826	0.8550 ; 0.9103
ρ_π	0.5	0.8144	0.7096 ; 0.9258
ρ_s	0.85	0.8119	0.7458 ; 0.8807
ρ_R	0.5	0.6491	0.4913 ; 0.8188
σ_π	0.1	0.0795	0.0430 ; 0.1136
σ_x	0.1	0.2212	0.1899 ; 0.2512
σ_s	0.1	0.0595	0.0390 ; 0.0798
σ_R	0.1	0.1152	0.0947 ; 0.1348

Il tasso di accettazione risulta pari al 33.96% per la prima catena simulata e a 33.75% per la seconda. Il tasso è più basso rispetto al modello senza canale finanziario (~35%) e quindi è preferibile dato che si avvicina di più al limite inferiore del 23%. Inoltre, i tassi ottenuti sono lievemente minori rispetto al modello benchmark (~34%). Ma dato che la differenza è lieve preferiamo basarsi sulle verosimiglianze per ritenere che l'aggiunta del parametro ϕ_s nella regola di Taylor sia conveniente e confermare la robustezza del modello non vincolato. Analizzando le differenze sulle stime rispetto al modello con ϕ_s libero notiamo un aumento di ϕ_π da 1.30 a 1.62 e una diminuzione di ϕ_x da 1.03 a 0.91. Poi, come nel modello senza canale finanziario, aumenta la persistenza nello shock di politica monetaria da 0.38 a 0.64. Inoltre, si nota un aumento dell'effetto dell'output gap sull'inflazione (il parametro k passa

da 0.068 a 0.083). Ora guardiamo la decomposizione della varianza dell'errore di previsione nel lungo periodo.

Tabella 4.6: decomposizione della varianza dell'errore di previsione (∞ passi in avanti)

	ε_t^π	ε_t^x	ε_t^s	ε_t^R
$\hat{\pi}$	40.83	4.25	15.13	39.79
$\hat{x}$	13.56	18.96	27.16	40.32
$\hat{s}$	8.91	9.10	61.28	20.71
$\hat{R}$	17.50	15.07	44.59	22.84

Analizziamo le principali differenze rispetto al modello benchmark. Come nel modello senza canale finanziario, è diminuito l'impatto diretto dello shock d'inflazione. Infatti, rispetto al modello benchmark l'effetto sull'inflazione è passato dall'82% al 40.9%. Lo shock di domanda influisce in maniera minore sull'output gap rispetto al modello benchmark (dal 47.8% al 19%). Nello shock finanziario non si riscontrano grandi cambiamenti tranne un minore effetto sul tasso di interesse (dal 62.4% al 44.6%). Aumenta nettamente, invece, l'impatto dello shock di politica monetaria sulle variabili osservate. L'effetto sull'inflazione passa dal 6% al 39.8%, quello sul ciclo economico dal 15.5% al 40.3%, quello sulla solidità finanziaria dal 9.8% al 20.7% e infine quello sul tasso di interesse dal 6.7% al 22.8%.

4.3 Modello DSGE con errori di misura

L'indice KCFSI rappresenta in modo consistente il concetto di solidità finanziaria presente nel nostro modello DSGE? E le misure dell'inflazione, dell'output gap e del tasso di interesse sono delle buone proxy? Per rispondere a queste domande, possiamo arricchire il nostro modello, aggiungendo gli errori di misura alla nostra equazione di misura che collega le variabili latenti con quelle osservabili. Assumiamo che gli errori di misura siano degli white noise mutualmente indipendenti. Se i risultati saranno inalterati rispetto al modello benchmark significa che le variabili osservate rappresentano realmente le variabili latenti. Qui di seguito è presente il modello in forma state-space con cui lavoreremo e le distribuzioni a priori assegnate alle deviazioni standard degli errori di misura.

$$\begin{bmatrix} Z_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix} = A(\xi) \begin{bmatrix} Z_{t-1} \\ \varepsilon_{t-1} \end{bmatrix} + B(\xi)\eta_t$$

$$Y_t = C(\xi) \begin{bmatrix} Z_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix} + v_t$$

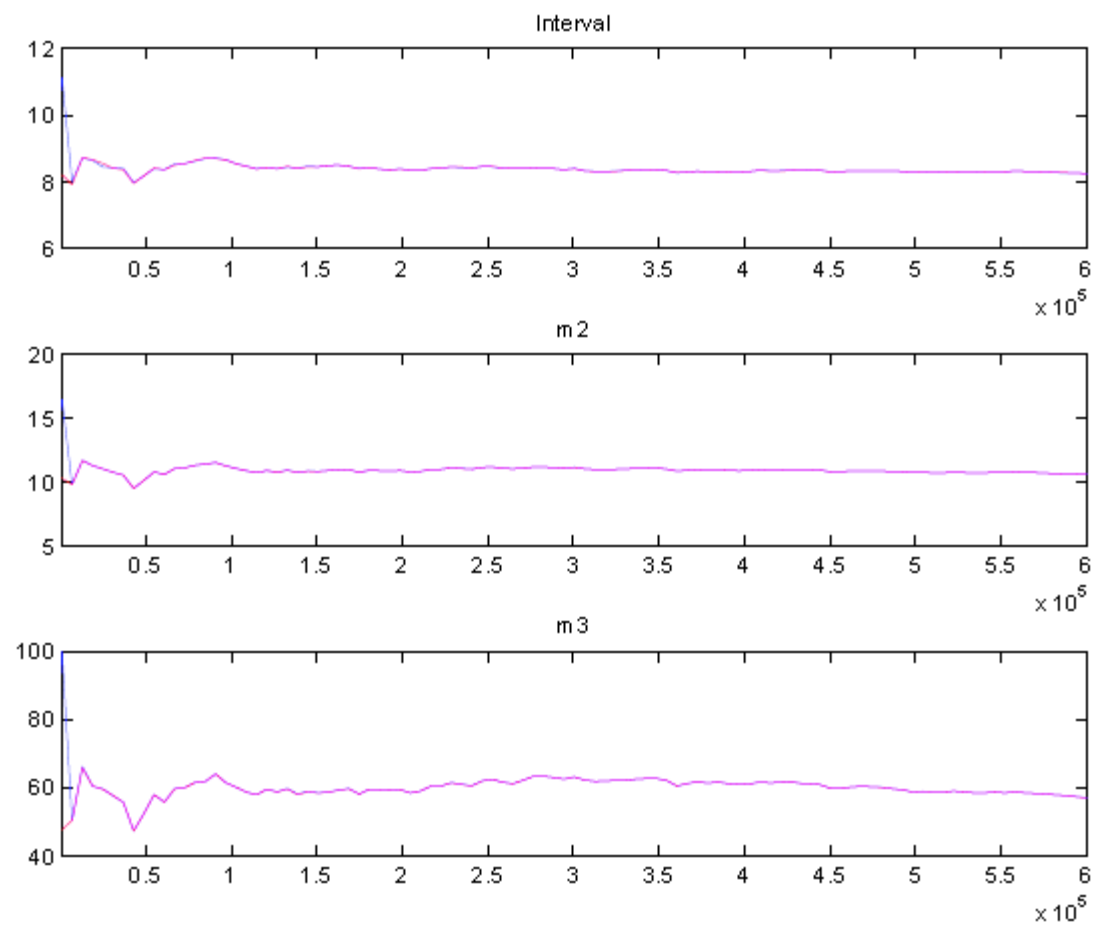
Il vettore degli errori di misura è il seguente: $v_t = (m_t^\pi, m_t^x, m_t^s, m_t^R)'$.

Tabella 4.7: densità a priori delle varianze degli errori di misura

Parametri	Densità	Media	Dev. Standard
$\sigma_{M\pi}$	Inverse Gamma	0.1	0.25
σ_{Mx}	Inverse Gamma	0.1	0.25
σ_{Ms}	Inverse Gamma	0.1	0.25
σ_{MR}	Inverse Gamma	0.1	0.25

Cominciamo la nostra analisi valutando come sempre la convergenza del modello.

Figura 4.5: convergenza del modello



Anche in questo caso non ci sono problemi dato che le due linee non si discostano molto l'una dall'altra e tranne qualche oscillazione iniziale tendono poi a stabilizzarsi e a convergere. Superato questo primo scoglio, possiamo proseguire la nostra analisi.

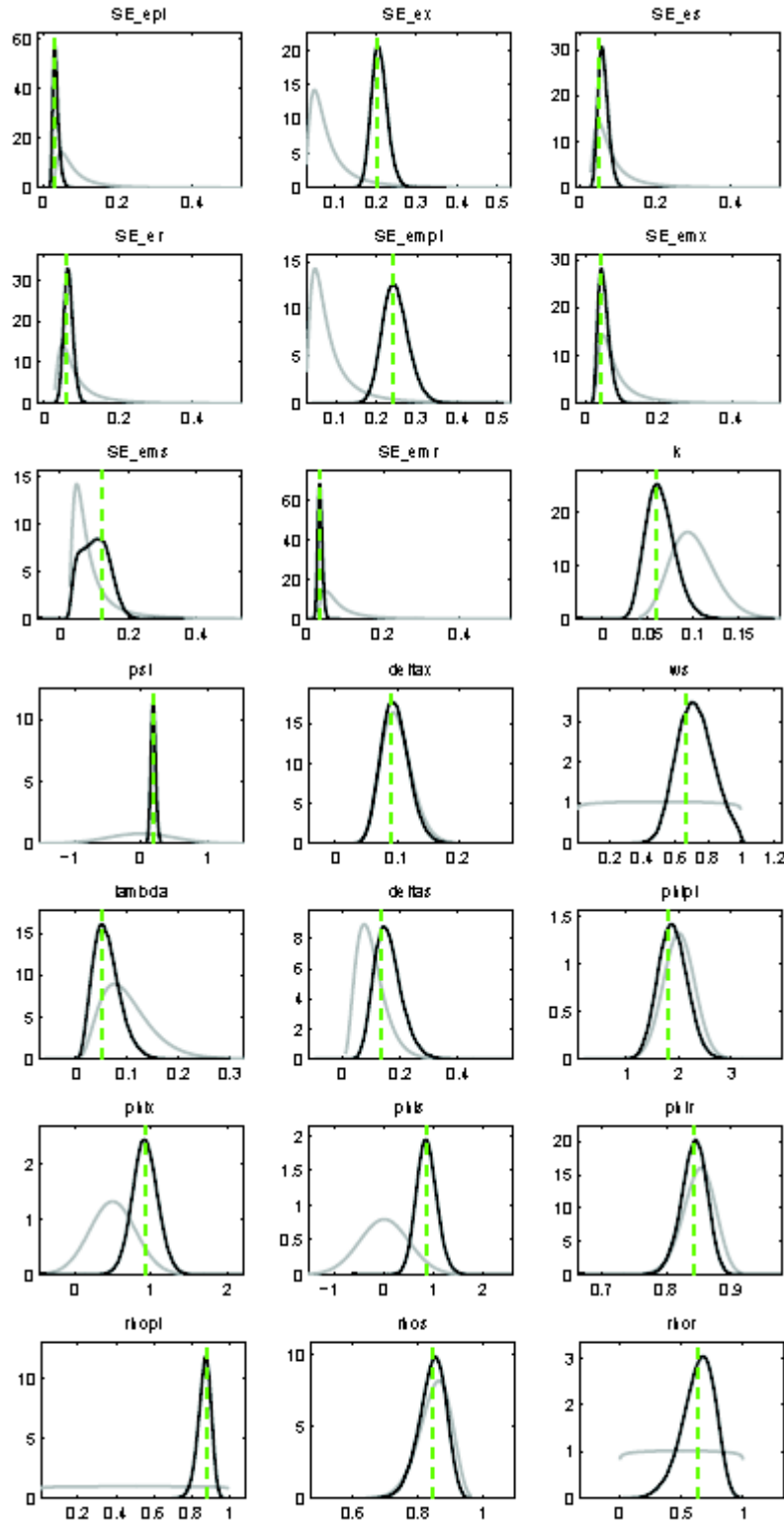
Tabella 4.8: risultati primo step di stima

Parametri	Media	Moda	s.d.	t-stat
k	0.1	0.0585	0.0151	3.8888
ψ	0	0.1791	0.0351	5.1040
δ_x	0.1	0.0915	0.0220	4.1546
ω_s	0.5	0.6677	0.1067	6.2562
λ	0.1	0.0496	0.0251	1.9804
δ_s	0.1	0.1314	0.0422	3.1147
ϕ_π	2	1.7832	0.2739	6.5103
ϕ_x	0.5	0.9211	0.1552	5.9367
ϕ_s	0	0.8585	0.1988	4.3173
ϕ_R	0.85	0.8423	0.0201	41.9142
ρ_π	0.5	0.8794	0.0310	28.3315
ρ_s	0.85	0.8461	0.0433	19.5380
ρ_R	0.5	0.6395	0.1367	4.6782
σ_π	0.1	0.0294	0.0063	4.6829
σ_x	0.1	0.2045	0.0185	11.0816
σ_s	0.1	0.0517	0.0119	4.3526
σ_R	0.1	0.0596	0.0112	5.3173
$\sigma_{M\pi}$	0.1	0.2420	0.0294	8.2443
σ_{Mx}	0.1	0.0439	0.0140	3.1385
σ_{Ms}	0.1	0.1229	0.0377	3.2630
σ_{MR}	0.1	0.0323	0.0056	5.7641

La tabella sopra riporta i risultati del primo di stima, cioè il calcolo della moda. I valori assunti dalla statistica t sono tutti maggiori del valore critico 1.96, che è l'opportuno percentile della Normale standard, quindi rifiutiamo l'ipotesi nulla di uguaglianza a zero e possiamo concludere che essi siano tutti significativi, sempre considerando Normale la distribuzione a posteriori. Il valore della log-verosimiglianza di Laplace è pari a 12.929642.

La statistica $KR = 2[12.93 - 1.44] = 22.98$ dato che risulta maggiore di 10 ci fa preferire il modello con errori di misura a quello benchmark.

Figura 4.6: distribuzione a posteriori



Possiamo passare ad analizzare i valori stimati dato che, come si vede dal grafico, vengono rispettate tutte le condizioni necessarie.

Tabella 4.9: risultati secondo step di stima

Parametri	Media a Priori	Media a Post.	Intervallo di credibilità al 90%
k	0.1	0.0636	0.0371 ; 0.0886
ψ	0	0.1855	0.1275 ; 0.2430
δ_x	0.1	0.0969	0.0605 ; 0.1328
ω_s	0.5	0.7201	0.5433 ; 0.9080
λ	0.1	0.0600	0.0174 ; 0.0984
δ_s	0.1	0.1574	0.0820 ; 0.2321
ϕ_π	2	1.8789	1.4250; 2.3285
ϕ_x	0.5	0.9218	0.6490 ; 1.1919
ϕ_s	0	0.8586	0.5172 ; 1.1957
ϕ_R	0.85	0.8423	0.8106 ; 0.8755
ρ_π	0.5	0.8690	0.8122 ; 0.9269
ρ_s	0.85	0.8431	0.7761 ; 0.9104
ρ_R	0.5	0.6324	0.4204 ; 0.8481
σ_π	0.1	0.0339	0.0214 ; 0.0459
σ_x	0.1	0.2089	0.1767 ; 0.2407
σ_s	0.1	0.0614	0.0394 ; 0.0829
σ_R	0.1	0.0646	0.0440 ; 0.0842
$\sigma_{M\pi}$	0.1	0.2475	0.1957 ; 0.3005
σ_{Mx}	0.1	0.0513	0.0274 ; 0.0747
σ_{Ms}	0.1	0.1022	0.0359 ; 0.1603
σ_{MR}	0.1	0.0336	0.0240 ; 0.0431

Il tasso di accettazione è 29.81% per la prima catena simulata e 29.76% per la seconda.

Anche questi valori ci fanno preferire il modello con errori di misura al modello benchmark

dato che sono più vicini al limite inferiore del 23%. Ora analizziamo le medie a posteriori ottenute cominciando innanzitutto dai nostri due principali parametri d'interesse ψ e ϕ_s . La media a posteriori di ψ è pari a 0.1855 e risulta pressoché inalterata rispetto al modello benchmark dove la media a posteriori era 0.1839. Per quanto riguarda ϕ_s , la media a posteriori è leggermente inferiore rispetto alla stime del modello benchmark (passa da 0.96 del modello benchmark a 0.86 del modello con errori di misura). Per quanto riguarda i rimanenti parametri i risultati nelle due stime sono abbastanza simili. Le principali differenze si notano per il coefficiente ϕ_π , che passa da 1.31 del modello benchmark a 1.88 del modello con errori di misura, per ϕ_x che passa da 1.03 a 0.92 e per la persistenza allo shock di politica monetaria ρ_R (da 0.38 a 0.63). Cerchiamo di capire quali tra i nuovi shock aggiunti sono maggiormente responsabili di questi cambiamenti nei risultati, analizzando la decomposizione della varianza infiniti passi in avanti. In questo caso consideriamo il contributo delle innovazioni sulle variabili osservate e non sulle latenti proprio perché sono presenti gli errori di misura.

Tabella 4.10: decomposizione della varianza dell'errore di previsione (∞ passi in avanti)

	ε_t^π	ε_t^x	ε_t^s	ε_t^R	$\varepsilon_t^{M\pi}$	ε_t^{Mx}	ε_t^{Ms}	ε_t^{MR}
π_t^{obs}	48.29	6.37	5.22	5.98	34.13	0	0	0
x_t^{obs}	17.55	44.93	23.56	13.42	0	0.53	0	0
s_t^{obs}	9.05	19.51	57.29	9.47	0	0	4.68	0
R_t^{obs}	11.95	15.12	68.76	3.85	0	0	0	0.32

Gli errori di misura dell'output gap e del tasso di interesse nominale di breve periodo hanno un impatto praticamente inesistente sulle variabili osservate. L'impatto dell'errore di misura finanziario sulla solidità finanziaria è debole e pari al 4.7% ed è nettamente inferiore all'impatto diretto dello shock finanziario (57.3%). Per questo possiamo ritenere che l'indice KCFSI rappresenta in modo soddisfacente la solidità finanziaria. Sembra che le differenze nelle stime rispetto al modello benchmark siano in gran parte dovute allo shock dell'errore di misura dell'inflazione. Infatti, l'influenza dell'errore di misura dell'inflazione direttamente sull'inflazione è notevole e pari al 34.1%. Questo significa che il tasso

d'inflazione trimestrale annualizzato non misura perfettamente l'inflazione. Purtroppo la ricerca di un indice capace di misurare in maniera precisa l'inflazione è ancora in corso⁸.

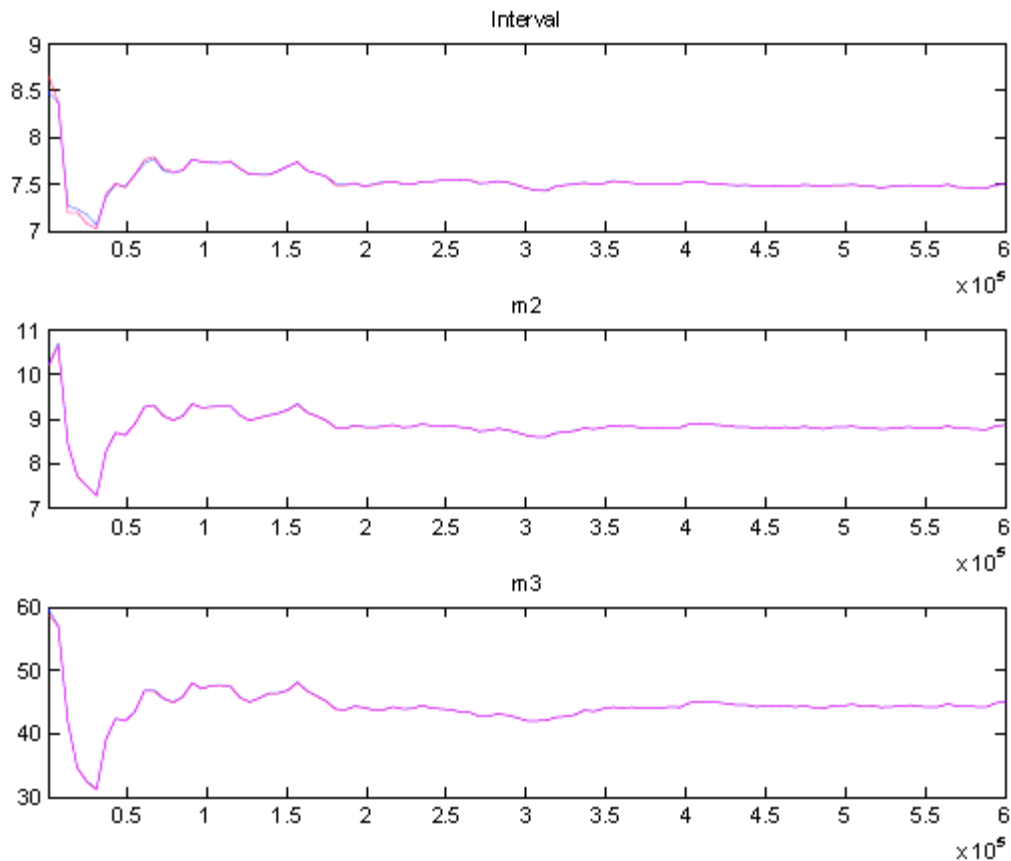
4.4 Modello DSGE campione completo con canale finanziario

Finora abbiamo eseguito le nostre stime limitando il nostro campione fino al secondo trimestre del 2008 per evitare i valori anomali dovuti all'accelerazione dell'ultima crisi finanziaria. Molti economisti ritengono che in questi ultimi trimestri sia cambiata la condotta di politica monetaria da parte della Federal Reserve. Per questo motivo potrebbe essere utile effettuare lo stesso tipo di analisi considerando l'intero campione a nostra disposizione dal primo trimestre del 1990 al terzo trimestre del 2009 e vedere a quali conclusioni si perviene. Facciamo quindi un'analisi non vincolando ψ e ϕ_s e mantenendo le stesse distribuzioni a priori che abbiamo mantenuto fino ad adesso.

⁸ Per un approfondimento sui problemi legati alla misurazione del livello generalizzato dei prezzi: Boskin, Dulberger, Gordon, Griliches e Jorgenson (1998).

Valutiamo innanzitutto la convergenza del modello perché abbiamo imparato che se le serie non convergono i risultati di stima sono poco utili perché sbagliati.

Figura 4.7: convergenza del modello



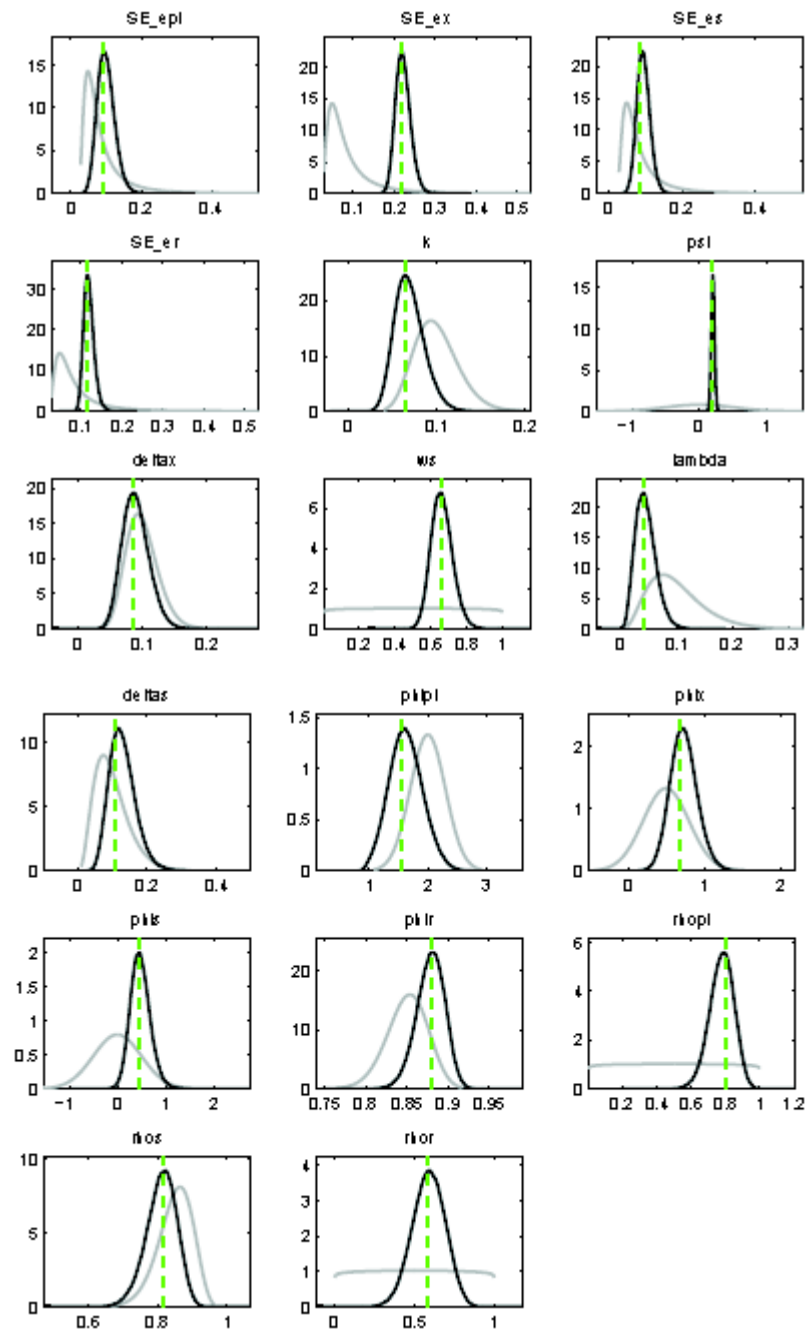
Guardiamo anche in questo caso solamente la convergenza globale del modello e non dei singoli parametri, considerandola sempre dal tre in poi perché scartiamo la prima metà delle iterazioni. Anche in questo caso dopo la metà delle iterazioni, le serie blu e rosse coincidono e convergono alla loro distribuzione ergodica. Possiamo quindi passare ad analizzare i risultati prodotti dai due passi di stima.

Tabella 4.11: risultati primo step di stima

Parametri	Media	Moda	s.d.	t-stat
k	0.1	0.0659	0.0160	4.1258
ψ	0	0.1965	0.0237	8.2773
δ_x	0.1	0.0844	0.0203	4.1572
ω_s	0.5	0.6590	0.0558	11.8035
λ	0.1	0.0419	0.0184	2.2805
δ_s	0.1	0.1085	0.0334	3.2511
ϕ_π	2	1.5537	0.2959	5.2515
ϕ_x	0.5	0.6778	0.1706	3.9730
ϕ_s	0	0.4375	0.1953	2.2395
ϕ_R	0.85	0.8807	0.0173	51.0118
ρ_π	0.5	0.8030	0.0729	11.0112
ρ_s	0.85	0.8166	0.0437	18.6795
ρ_R	0.5	0.5850	0.1106	5.2891
σ_π	0.1	0.0887	0.0237	3.7471
σ_x	0.1	0.2160	0.0173	12.4945
σ_s	0.1	0.0843	0.0173	4.8765
σ_R	0.1	0.1131	0.0112	10.0885

I valori assunti dalla statistica t sono tutti maggiori del valore critico 1.96, che è l'opportuno percentile della Normale standard, quindi rifiutiamo l'ipotesi nulla di uguaglianza a zero al 5%. Quindi possiamo concludere che tutti i parametri sono significativi, sempre considerando Normale la distribuzione a posteriori. Il valore della log-verosimiglianza ottenuta con l'approssimazione di Laplace è pari a -40.262338, solo che in questo caso non ha senso confrontarlo tramite la statistica KR con i valori ottenuti per gli altri modelli perché cambia il campione. Il tasso di accettazione è del 34.76% per il primo blocco d'iterazioni e del 34.57% per il secondo blocco. Questo significa che è un buon modello dato che appartiene al range tra il 23% e il 40%.

Figura 4.8: distribuzione a posteriori



Quello che subito balza agli occhi è che le distribuzioni a priori, rappresentate dalle linee grigie, e quelle a posteriori, rappresentate dalle linee nere, si discostano l'una dall'altra e ciò ci permette di affermare che i dati sono informativi, soprattutto alla luce del fatto che avevamo scelto delle distribuzioni a priori debolmente informative proprio per lasciar parlare i dati. La moda calcolata nel primo step di stima massimizzando la densità a posteriori coincide grossomodo con la moda a posteriori; e infine le deviazioni standard

degli errori sono tutte centrate vicino allo zero. Vediamo che quindi tutte le condizioni sono rispettate e possiamo passare ad analizzare i risultati del secondo step di stima.

Tabella 4.12: risultati secondo step di stima

Parametri	Media a Priori	Media a Post.	Intervallo di credibilità al 90%
k	0.1	0.0692	0.0425 ; 0.0962
ψ	0	0.2008	0.1609 ; 0.2406
δ_x	0.1	0.0897	0.0552 ; 0.1225
ω_s	0.5	0.6600	0.5636 ; 0.7575
λ	0.1	0.0445	0.148 ; 0.0721
δ_s	0.1	0.1295	0.0681 ; 0.1879
ϕ_π	2	1.6240	1.1487 ; 2.0886
ϕ_x	0.5	0.7291	0.4330 ; 1.0107
ϕ_s	0	0.4747	0.1388 ; 0.8066
ϕ_R	0.85	0.8782	0.8505 ; 0.9063
ρ_π	0.5	0.7772	0.6620 ; 0.8927
ρ_s	0.85	0.8103	0.7412 ; 0.8826
ρ_R	0.5	0.5870	0.4216 ; 0.7550
σ_π	0.1	0.0997	0.0593 ; 0.1382
σ_x	0.1	0.2215	0.1913 ; 0.2502
σ_s	0.1	0.0944	0.0649 ; 0.1237
σ_R	0.1	0.1198	0.0994 ; 0.1396

Vediamo adesso come cambiano i valori dei parametri rispetto al nostro modello benchmark. L'impatto del parametro ψ sull'output gap aumenta confermando l'importanza della considerazione dello stress finanziario nell'equazione di Eulero. Poi è interessante notare una diminuzione dell'importanza che gli investitori danno allo stress finanziario futuro rispetto allo stress passato visto che il parametro ω_s passa da 0.79 a 0.66. I cambiamenti più marcati sono presenti nella regola di Taylor. Infatti ϕ_π aumenta da 1.30 a

1.62, mentre ϕ_x e ϕ_s diminuiscono rispettivamente da 1.03 a 0.72 e da 0.95 a 0.47. Questi ultimi risultati indicano un cambiamento nella condotta della Federal Reserve. Infatti ancora una volta la priorità per la banca centrale statunitense è la stabilità dei prezzi, cioè sembra che in quest'ultima crisi economica si è deciso di perseguire maggiormente l'obiettivo della stabilità dei prezzi rispetto alla stabilizzazione del ciclo economico e del mondo finanziario.

Tabella 4.13: decomposizione della varianza dell'errore di previsione (∞ passi in avanti)

	ε_t^π	ε_t^x	ε_t^s	ε_t^R
$\hat{\pi}$	49.40	3.17	22.70	24.74
$\hat{x}$	14.25	12.30	45.60	27.85
$\hat{s}$	8.87	5.46	66.47	19.20
$\hat{R}$	9.00	5.31	75.20	10.50

Analizzando la varianza nel lungo periodo risulta che lo shock dell'inflazione incide per il 49.4% sull'inflazione, per il 14.3% sull'output gap e in modo equivalente sullo stress e sul tasso d'interesse nominale (9%). Lo shock di domanda invece ha un effetto molto basso su tutte le variabili osservate, l'impatto più alto è sull'output gap con il 12.3%. Lo shock finanziario ha un grande impatto sulle osservabili, in particolare pesa per il 66.5% sullo stress, per il 75.2% sull'inflazione, per il 45.6% sull'output gap e per il 22.7% sull'inflazione. Infine lo shock di politica monetaria ha stranamente il minor effetto sul tasso d'interesse (10.5%), ha un effetto del 27.9% sull'output gap, del 24.7% sull'inflazione e del 19.2% sullo stress. Rispetto al modello benchmark le differenze sono molteplici. L'effetto diretto del cambiamento d'offerta sull'inflazione è decisamente diminuito dall'82% al 49.4% mentre è rimasto simile sulle altre variabili. Lo shock di domanda è assolutamente meno incisivo rispetto al modello del terzo capitolo mentre è aumentata l'incisività dello shock finanziario e dello shock di politica monetaria sulle variabili osservate.

4.5 Modello DSGE campione completo senza canale finanziario

Ora utilizzeremo tutto il nostro campione a disposizione e verificheremo se il canale finanziario porta un significativo miglioramento del modello anche in questo caso. Per fare ciò vincoliamo a zero i parametri ψ e ϕ_s .

Figura 4.9: convergenza del modello

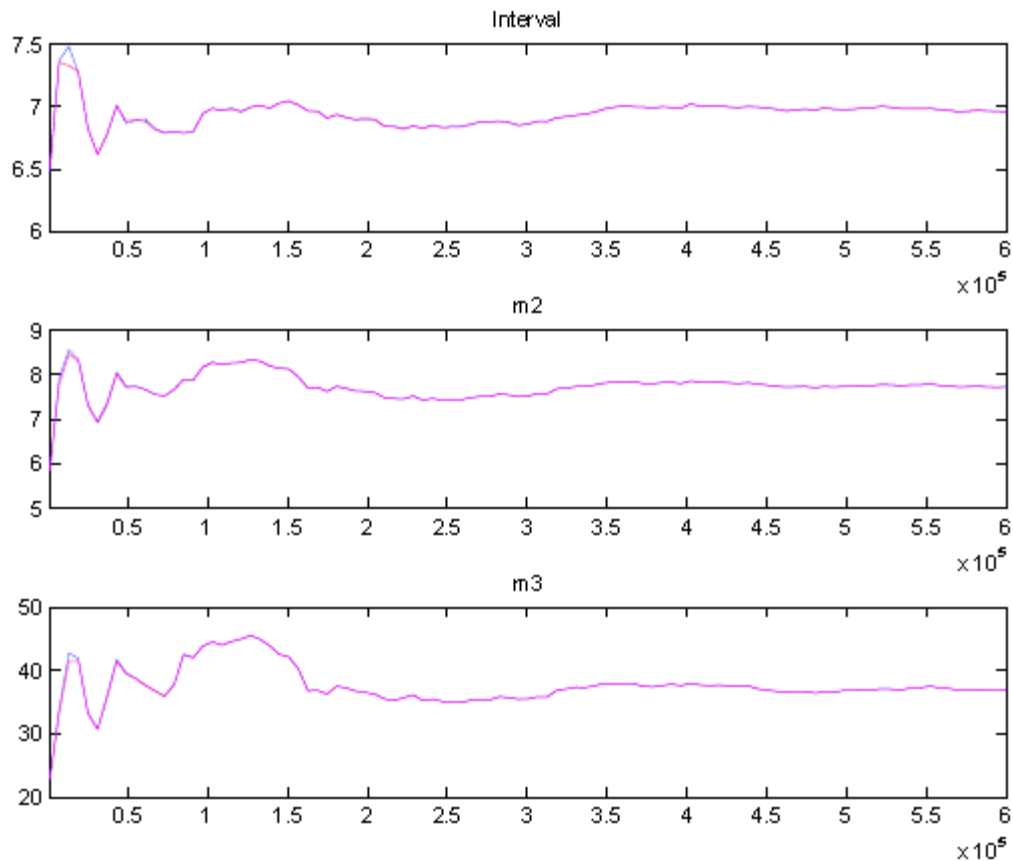
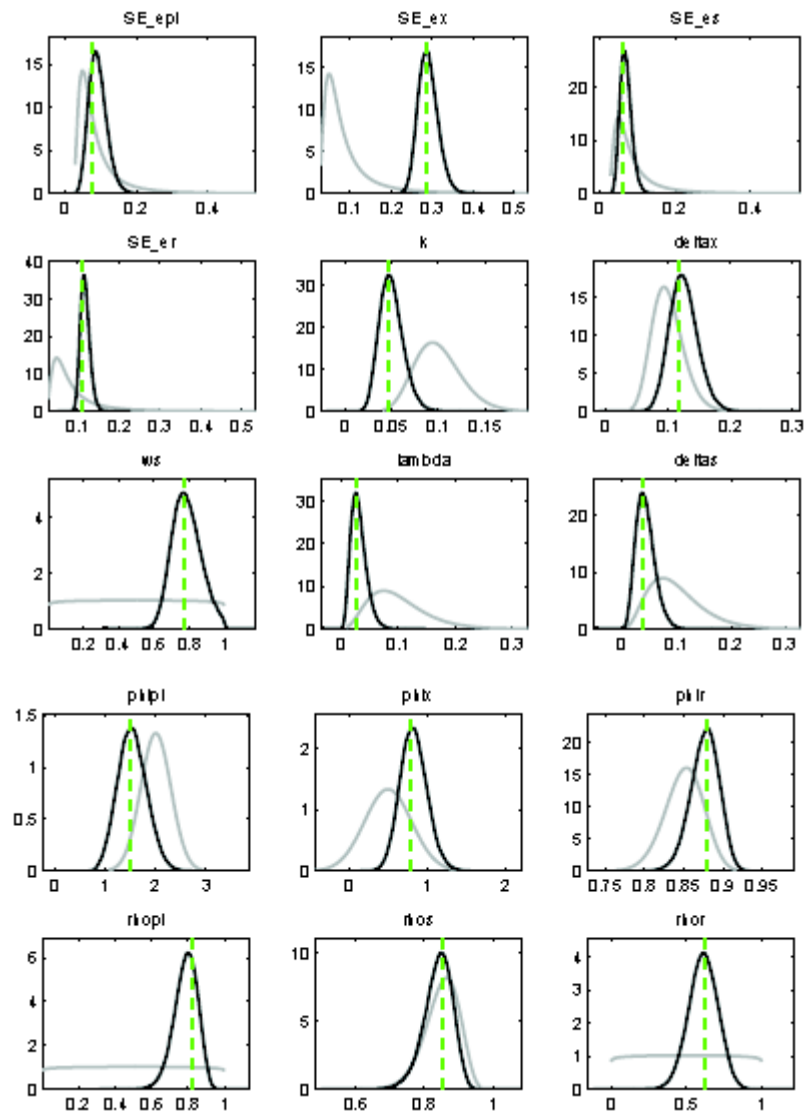


Tabella 4.14: risultati primo step di stima

Parametri	Media	Moda	s.d.	t-stat
k	0.1	0.0478	0.0123	3.8808
δ_x	0.1	0.1166	0.0216	5.3907
ω_s	0.5	0.7688	0.0766	10.0421
λ	0.1	0.0256	0.0123	2.0912
δ_s	0.1	0.0370	0.0160	2.3098
ϕ_π	2	1.4763	0.2957	4.9931
ϕ_x	0.5	0.7947	0.1705	4.6616
ϕ_R	0.85	0.8797	0.0184	47.6859
ρ_π	0.5	0.8167	0.0631	12.9491
ρ_s	0.85	0.8511	0.0409	20.8266
ρ_R	0.5	0.6238	0.1015	6.1466
σ_π	0.1	0.0778	0.0235	3.3081
σ_x	0.1	0.2839	0.0227	12.5323
σ_s	0.1	0.0612	0.0143	4.2842
σ_R	0.1	0.1127	0.0103	10.8995

Figura 4.10: Densità a posteriori



Dato che il modello multivariato converge alla sua distribuzione ergodica, le mode dei parametri sono tutte significativamente diverse da zero, le a priori e le a posteriori sono spostate ma non troppo, la moda della densità a posteriori in linea di massima coincide con la moda calcolata nel primo step e gli shock sono centrati in prossimità dello zero, possiamo ritenere la stima del modello soddisfacente e proseguire con la nostra analisi.

Tabella 4.15: risultati secondo step di stima

Parametri	Media a Priori	Media a Post.	Intervallo di credibilità al 90%
k	0.1	0.0497	0.0292 ; 0.0697
δ_x	0.1	0.1251	0.0552 ; 0.1225
ω_s	0.5	0.7837	0.5636 ; 0.7575
λ	0.1	0.0311	0.148 ; 0.0721
δ_s	0.1	0.0434	0.0681 ; 0.1879
ϕ_π	2	1.5307	1.1487 ; 2.0886
ϕ_x	0.5	0.8242	0.4330 ; 1.0107
ϕ_R	0.85	0.8764	0.8505 ; 0.9063
ρ_π	0.5	0.7855	0.6620 ; 0.8927
ρ_s	0.85	0.8390	0.7412 ; 0.8826
ρ_R	0.5	0.6105	0.4216 ; 0.7550
σ_π	0.1	0.0991	0.0593 ; 0.1382
σ_x	0.1	0.2897	0.1913 ; 0.2502
σ_s	0.1	0.0684	0.0649 ; 0.1237
σ_R	0.1	0.1179	0.0994 ; 0.1396

Analizziamo le principali differenze nelle stime delle medie a posteriori rispetto al modello con il canale finanziario (campione completo). L'effetto dell'output gap sull'inflazione k è diminuito da 0.0692 a 0.0497, l'elasticità intertemporale di sostituzione δ_x è passata da 0.0897 a 0.1251, la media a posteriori di ω_s è aumentata da 0.66 a 0.7837, mentre è sceso l'impatto di δ_s da 0.1295 a 0.0434. Per quanto riguarda la regola di Taylor la media a posteriori di ϕ_π è leggermente diminuita da 1.624 a 1.5307 mentre è aumentata quella di ϕ_x da 0.7291 a 0.8242.

Il valore della log-verosimiglianza ottenuta con l'approssimazione di Laplace è pari a -74.376807. Si tratta di un valore nettamente inferiore alla verosimiglianza ottenuta nel modello con il canale finanziario. La statistica $KR = 2[-40.26 - (-74.38)] = 68.24$

indica chiaramente una propensione verso il modello con ψ e ϕ_s . Il tasso di accettazione ottenuto per la prima catena è pari a 37.63% e per la seconda a 37.75%. Questi valori sono compresi tra le bande di accettabilità del 23% e del 40% ma sono superiori a quelli ottenuti nel modello con il canale finanziario. Quindi anche considerando il campione completo il canale finanziario migliora decisamente le nostre stime. Passiamo adesso ad analizzare la decomposizione della varianza dell'errore di previsione, per vedere come cambiano gli impatti dei vari shock sulle variabili.

Tabella 4.16: Decomposizione della varianza dell'errore di previsione (∞ passi in avanti)

	ε_t^π	ε_t^x	ε_t^s	ε_t^R
$\hat{\pi}$	66.72	13.31	0	19.97
$\hat{x}$	9.04	61.48	0	29.48
$\hat{s}$	3.37	6.02	86.68	3.93
$\hat{R}$	26.06	50.35	0	23.59

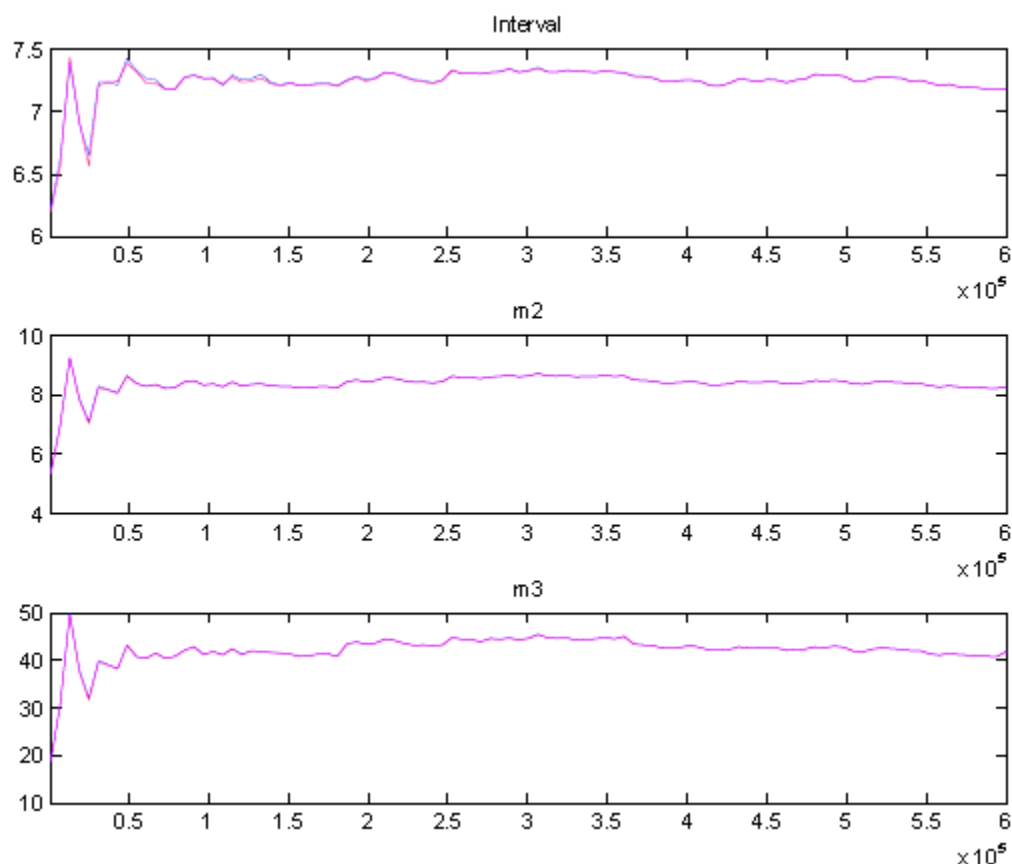
Ovviamente lo shock finanziario ha un'influenza solo sulla solidità finanziaria data la mancanza del canale finanziario. Notiamo un netto aumento dell'impatto dello shock di domanda sulle variabili osservate. Infatti, prima incideva per il 3% sull'inflazione (ora per il 13.3%), per il 12.3% sull'output (ora per il 61.5%) e per il 5.3% sul tasso nominale (ora per il 50.3%). L'impatto diretto del cambiamento d'offerta è aumentato dal 49.4% al 66.7%, è diminuito l'impatto sul ciclo economico dal 14.2% al 9%, ed è aumentato sul tasso d'interesse dal 9% al 26%. Infine l'influenza dello shock di politica monetaria è rimasta simile sull'output gap, è diminuita sull'inflazione dal 24.7% al 20%, ed è aumentata sul tasso dal 10.5% al 23.6%.

4.6 Modello DSGE campione completo con regola di Taylor standard

Continuiamo la nostra analisi sul campione completo togliendo solamente il parametro ϕ_s dal nostro modello e vediamo se arriviamo alle stesse conclusioni del modello con campione ristretto.

Per prima cosa diamo uno sguardo alla convergenza perché abbiamo imparato che se le serie non convergono i risultati di stima sono poco utili perché sbagliati.

Figura 4.11: convergenza del modello



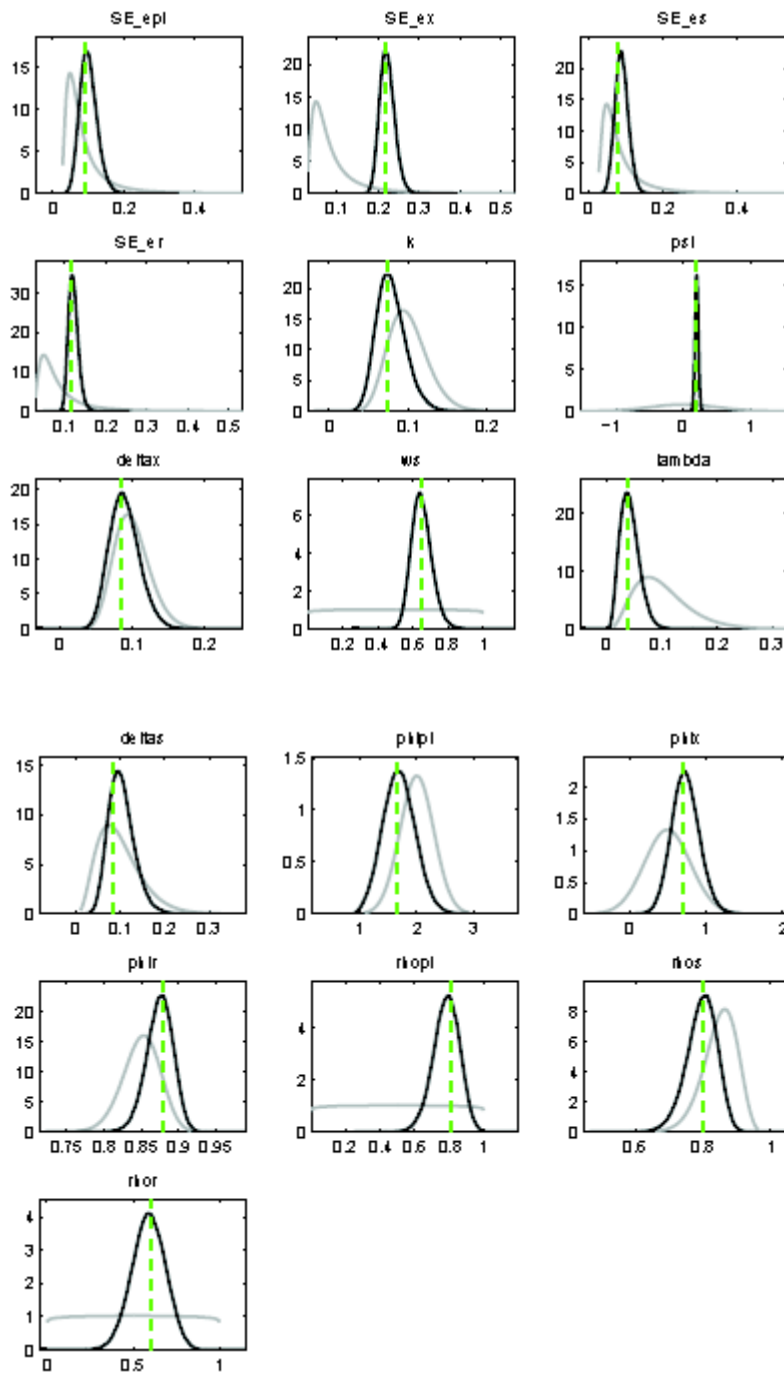
Le serie blu e quelle rosse coincidono; inoltre tranne qualche marcata oscillazione iniziale, alla fine le serie tendono a convergere e quindi possiamo proseguire con la nostra analisi.

Tabella 4.17: risultati primo step di stima

Parametri	Media	Moda	s.d.	t-stat
k	0.1	0.0737	0.0177	4.1636
ψ	0	0.1933	0.0242	7.9847
δ_x	0.1	0.0836	0.0203	4.1219
ω_s	0.5	0.6495	0.0538	12.0768
λ	0.1	0.0387	0.0184	2.1094
δ_s	0.1	0.0849	0.0252	3.3735
ϕ_π	2	1.6492	0.2940	5.6089
ϕ_x	0.5	0.6929	0.1805	3.8390
ϕ_R	0.85	0.8791	0.0175	50.2148
ρ_π	0.5	0.8090	0.0791	10.2241
ρ_s	0.85	0.7998	0.0448	17.8650
ρ_R	0.5	0.5986	0.1024	5.8449
σ_π	0.1	0.0881	0.0234	3.7597
σ_x	0.1	0.2163	0.0173	12.4991
σ_s	0.1	0.0806	0.0180	4.4691
σ_R	0.1	0.1156	0.0110	10.5544

Anche in questo caso notiamo che le mode dei parametri sono tutte significative al 5% sempre considerando Normale la distribuzione a posteriori.

Figura 4.12: densità a posteriori



Dalla figura delle distribuzioni a posteriori notiamo che le linee nere e quelle grigie sono spostate quindi i dati sono informativi; anche la moda coincide con la moda della distribuzione a posteriori, il modello quindi rispetta tutte le condizioni necessarie.

Tabella 4.18: risultati secondo step di stima

Parametri	Media a Priori	Media a Post.	Intervallo di credibilità al 90%
k	0.1	0.0784	0.0486 ; 0.1078
ψ	0	0.1980	0.1571 ; 0.2383
δ_x	0.1	0.0892	0.0548 ; 0.1224
ω_s	0.5	0.6490	0.5525 ; 0.7393
λ	0.1	0.0408	0.0131 ; 0.0670
δ_s	0.1	0.1026	0.0564 ; 0.1484
ϕ_π	2	1.6841	1.2069 ; 2.1448
ϕ_x	0.5	0.7332	0.4398 ; 1.0295
ϕ_R	0.85	0.8744	0.8455 ; 0.9032
ρ_π	0.5	0.7799	0.6587 ; 0.9049
ρ_s	0.85	0.7957	0.7241 ; 0.8684
ρ_R	0.5	0.5877	0.4326 ; 0.7490
σ_π	0.1	0.1055	0.0608 ; 0.1391
σ_x	0.1	0.2218	0.1919 ; 0.2508
σ_s	0.1	0.0887	0.0595 ; 0.1183
σ_R	0.1	0.1210	0.1015 ; 0.1401

Rispetto al modello con ϕ_s libero ψ è rimasto sostanzialmente invariato e anche per gli altri parametri non ci sono delle differenze rilevanti. Il tasso di accettazione per la prima serie simulata è pari a 35.62% e per la seconda a 35.54%. Sono valori accettabili dato che appartengono al range, tuttavia sono più alti rispetto al modello con ϕ_s libero che ci dava un tasso di accettazione del 34.76% per il primo blocco d'iterazione e del 34.57% per il secondo blocco. Poiché abbiamo già detto altre volte che è preferibile un tasso vicino al limite inferiore, che è del 23%, questa informazione sembra farci propendere per il modello con il canale finanziario. Considerando la densità a posteriori come una normale otteniamo un valore della log-verosimiglianza calcolata secondo Laplace pari a -42.343672. Tale valore risulta essere più basso rispetto al valore ottenuto stimando il modello che includeva

il parametro ϕ_s nella regola di Taylor, il quale ci forniva un valore della log-verosimiglianza di Laplace pari a -40.262338. Se consideriamo il fatto che il modello migliore è quello che ha il valore della log-verosimiglianza più alto, a primo impatto potremmo pensare che il modello con ϕ_s libero produca delle stime migliori. Tuttavia, seguendo Kass e Raftery (1995), calcoliamo la statistica KR. Otteniamo un valore pari a 4.16, e tale valore, essendo molto esiguo, non ci fa propendere per uno dei modelli. Il motivo di questo risultato è dovuto al basso valore di ϕ_s (0.44) ottenuto nel modello con il canale finanziario. Sembra che la Federal Reserve, nonostante molti interventi nel mercato aperto con immissioni di liquidità e l'abbassamento dei tassi d'interesse a livelli mai così bassi, non si sia impegnata del tutto a mantenere stabili i movimenti dei mercati azionari in quest'ultima crisi per seguire i suoi obiettivi principali, la stabilità dei prezzi e del ciclo economico. D'altra parte molto probabilmente di più non poteva fare dato che i tassi ufficiali d'interesse hanno raggiunto il limite inferiore del 0%. Queste considerazioni, ci portano a concordare con Brunnermeier(2009), il quale afferma che in questi ultimi trimestri sia stata condotta una politica monetaria non standard, difficile da rappresentare con una semplice regola di Taylor.

Tabella 4.19: decomposizione della varianza dell'errore di previsione (∞ passi in avanti)

	ε_t^π	ε_t^x	ε_t^s	ε_t^R
$\hat{\pi}$	39.02	2.02	34.28	24.68
$\hat{x}$	15.77	8.45	51.91	23.88
$\hat{s}$	9.92	5.27	68.22	16.58
$\hat{R}$	10.62	4.97	72.68	11.73

Analizzando le differenze rispetto al modello con il canale finanziario (campione completo) notiamo una diminuzione dell'impatto del cambiamento d'offerta sull'inflazione dal 49.4% al 39%. Lo shock di domanda ha diminuito ulteriormente l'impatto sulle osservabili. Lo shock finanziario ha aumentato la sua influenza sull'inflazione dal 22.7% al 34.3% e sull'output dal 45.6% al 51% mentre sulle altre variabili l'influenza è rimasta sostanzialmente intatta. Notiamo lievi cambiamenti infine per lo shock di politica monetaria.

Conclusioni

In questo lavoro abbiamo stimato dei modelli DSGE per l'economia statunitense nei quali le fluttuazioni dei mercati finanziari hanno la possibilità di influire sui valori di equilibrio di inflazione e output gap. Per catturare i movimenti dei mercati finanziari abbiamo considerato il "Kansas City Financial Stress Index" (KCFSI), recentemente sviluppato da Hakkio e Keeton (2009). Inizialmente abbiamo eseguito le nostre stime limitando il nostro campione dal primo trimestre del 1990 fino al secondo trimestre del 2008 per evitare i valori anomali dovuti all'accelerazione dell'ultima crisi finanziaria. Le conclusioni a cui siamo giunti sono indicate qui di seguito. Abbiamo rilevato la presenza di una quantità finanziaria nella curva di domanda aggregata. Questa evidenza indica che più alta è la solidità finanziaria, maggiore è l'incentivo per le famiglie ad allocare risorse al consumo corrente, migliori sono le condizioni economiche del paese. Abbiamo anche rilevato un'evidenza in favore di una sistematica reazione della Federal Reserve ai movimenti dello stress finanziario. Questo potrebbe significare che tra gli obiettivi dei policymakers statunitensi oltre alla stabilità dei prezzi e alla stabilizzazione del ciclo economico è presente anche la stabilità finanziaria o che l'obiettivo per la Fed non sia la stabilità finanziaria, ma che decida di monitorare e intervenire sui mercati finanziari durante episodi di stress finanziario, per evitare ampie fluttuazioni dei prezzi e dell'output gap. Le funzioni di risposta a impulso hanno messo in evidenza una forte interazione tra la finanza e la politica monetaria e l'analisi della decomposizione della varianza ha confermato che gli shock finanziari hanno un impatto rilevante sull'output gap e sul tasso di interesse.

Adottando delle modifiche al nostro modello iniziale abbiamo verificato che il canale finanziario porta un significativo miglioramento del modello e che la regola di Taylor con la solidità finanziaria è preferibile a quella standard dove si considerano solo l'inflazione e l'output. Aggiungendo gli errori di misura alla nostra equazione di misura che collega le variabili latenti con quelle osservabili abbiamo verificato la bontà dell'indice KCFSI. Infatti l'analisi della decomposizione della varianza ha rilevato che l'errore di misura finanziario spiega solamente il 5% circa dell'errore di previsione della varianza della solidità finanziaria. Questo significa che il nostro modello DSGE spiega il 95% dell'errore di

previsione della solidità finanziaria. Si tratta di un risultato nettamente migliore rispetto a Castelnuovo e Nisticò (2010) dove la misura finanziaria da loro adottata riusciva a spiegare solamente il 35%.

Nell'ultima parte abbiamo analizzato l'intero campione a nostra disposizione dal primo trimestre del 1990 al terzo trimestre del 2009 per vedere se c'erano dei cambiamenti nella condotta di politica monetaria. L'impatto del parametro ψ sull'output gap è aumentato confermando l'importanza della considerazione dello stress finanziario nella curva di domanda aggregata. Mentre l'impatto sul tasso di interesse della solidità finanziaria è diminuito rispetto al modello con il campione ristretto. Quindi, sembra che in quest'ultima crisi economica la Federal Reserve abbia tenuto conto in maniera minore dello stress finanziario. Anche considerando il campione completo il canale finanziario migliora decisamente le nostre stime, ma modificando solo la regola di Taylor, cioè rendendola standard, non è evidente un miglioramento del modello. Queste ultime stime, comunque, dovrebbero essere interpretate con molta attenzione, perché gli ultimi trimestri considerati sono stati caratterizzati da una condotta di politica monetaria non standard, difficile da rappresentare con un modello DSGE.

Appendice tecnica

A.1 Introduzione a Dynare

Dynare è uno strumento utilizzabile con i software MATLAB o GNU Octave che permette di risolvere, simulare e stimare modelli DSGE con l'approccio Bayesiano. Nel campo dei modelli DSGE siamo interessati soprattutto a vedere come il sistema si comporta nel rispondere agli shock, siano essi permanenti o temporanei, e poi a come ritorna al suo stato stazionario.

Il file in dynare è costituito da cinque parti distinte:

- preambolo: si inserisce la lista delle variabili e dei parametri; è suddiviso in tre comandi, “var” contiene le variabili endogene, “varexo” contiene le variabili esogene, “parameters” contiene i parametri e i suoi valori;
- modello: si specifica il modello DSGE semplicemente scrivendolo equazione per equazione;
- steady state o valore iniziale: si inserisce lo stato stazionario o il punto da cui far partire la simulazione per ogni parametro; dato che si lavora in un contesto stocastico è assolutamente necessario specificare queste condizioni iniziali per far cominciare la simulazione del modello;
- shock: si definiscono gli shock del sistema. Gli shock possono essere temporanei o permanenti. Nel caso di shock temporanei il sistema poi ritorna al suo stato stazionario, mentre nel caso di shock permanenti il sistema si ristabilizza su un altro punto di stazionarietà;
- calcolo: si specificano le operazioni che vogliamo far svolgere al programma (stima, previsione,...). Per vedere l'impatto degli shock sul modello dynare utilizza una procedura ricorsiva che gli permette di tracciare una risposta media.

A.2 Codice Dynare

Riporto qui di seguito il codice utilizzato per stimare il modello del terzo capitolo.

```
% .mod file DSGE con indice di stress finanziario

var pihat, xhat, rhat, shat, epspi, epsr, epss, tassoobs, inflobs, outputobs, stressobs;
varexo ex, epi, er, es;

parameters psi, wx, wpi, ws, deltax, k, deltas, lambda, phipi, phix, phir, phis, rhoi, rhor,
rhos, beta;

//parametri fissi
beta=0.99;
wpi = 1;
wx = 0;
//parametri liberi
k=.1;
psi = 0;
deltax = .1;
ws = .8;
lambda = .05;
deltas = .1;
phipi = 1.5;
phix = .4;
phis = 0;
phir = .86;
//arshocks
rhoi = 0;
rhos = 0;
rhor = 0;
```

```

model;
pihat = beta*(wpi*pihat(1) + (1-wpi)*pihat(-1))+k*xhat+epspi;
xhat = wx*xhat(1)+(1-wx)*xhat(-1)+psi*shat-deltax*(rhat-pihat(1))+ex;
shat = beta*(ws*shat(1)+(1-ws)*shat(-1))+lambda*xhat(1)-deltas*(rhat-pihat(1))+epss;
rhat = (1-phir)*(phipi*pihat + phix*xhat+phis*shat)+phir*rhat(-1)+epsr;
epspi=rhopi*epspi(-1)+epi;
epss=rhos*epss(-1)+es;
epsr=rhor*epsr(-1)+er;

```

```

// measurement equation

```

```

inflobs = pihat;
outputobs = xhat ;
tassoobs = rhat ;
-stressobs = shat ;//segno negativo per renderla solidità finanziaria
end;

```

```

steady(solve_algo=0); check;

```

```

estimated_params;
k, .04, gamma_pdf, .1, .025;
psi, 0, normal_pdf, 0,.5;
deltax, .12, gamma_pdf, .1, .025;
ws, .83, beta_pdf, .5, .285;
lambda, .05, gamma_pdf, .1, .05;
deltas, .1, gamma_pdf, .1, .05;
phipi, 1.5,normal_pdf, 2, .3;
phix, .5, normal_pdf, .5, .3;
phis, .9, normal_pdf, 0, .5;
phir, .85, beta_pdf, .85, .025;
rhopi, .8, beta_pdf, .5, .285;
rhos, .89, beta_pdf, .85, .05;

```

```

rhor, .37, beta_pdf, .5, .285;
// shocks, stdevs
stderr epi, .09, inv_gamma_pdf, .1, .25;
stderr ex, .2, inv_gamma_pdf, .1, .25;
stderr es, .06, inv_gamma_pdf, .1, .25;
stderr er, .1, inv_gamma_pdf, .1, .25;
end;

varobs tassoobs inflobs outputobs stressobs;

estimation(datafile=walshconj_prova,prefilter=1,first_obs=1, nobs=73,
mode_compute=4,mode_check,mh_replic=0); % ycbo seems to work better
global amh_t0; amh_t0 = 20000;
estimation(datafile=walshconj_prova,prefilter=1,first_obs=1, nobs=73,
mh_jscale=.45,mh_drop=.5,mode_compute=4,mh_nblocks=2,conf_sig=0.90,filtered_vars,
bayesian_irf,mh_replic=600000); % ycbo seems to work better

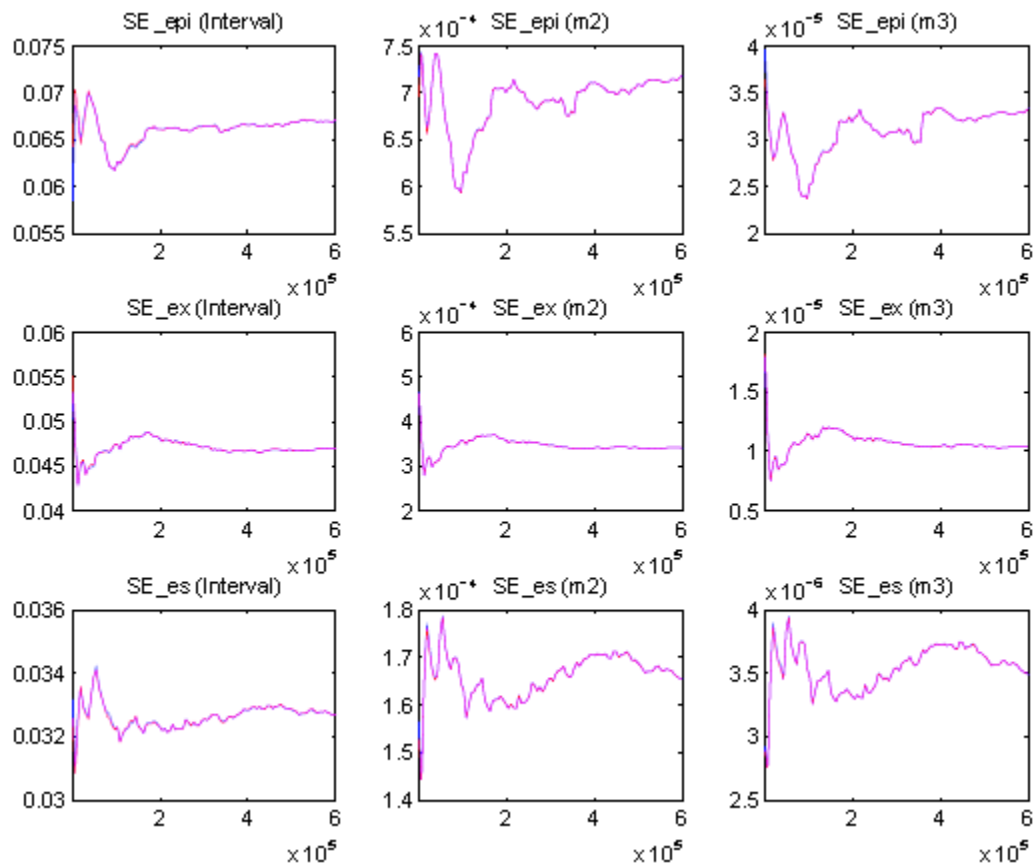
// Generate IRfunctions and Moments of the variables of interest
stoch_simul pihat xhat rhat shat;
save prova.mat;

```

A.3 Convergenza iterativa

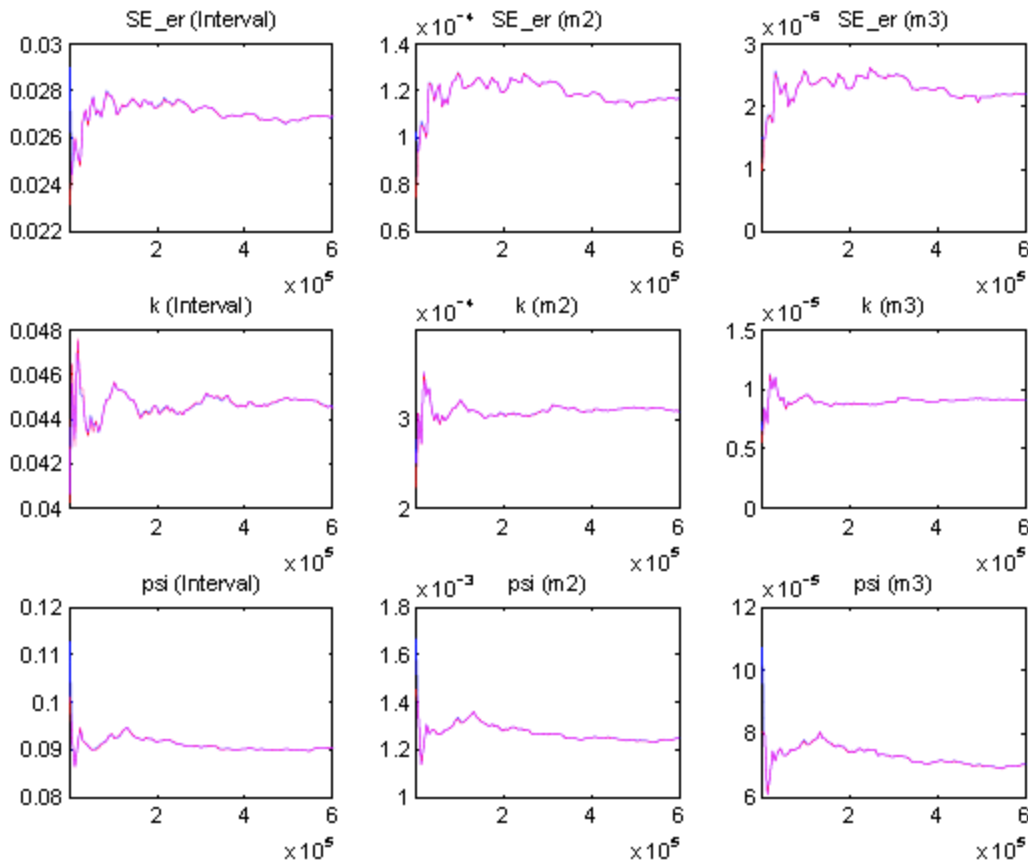
Riporto qui di seguito i grafici utili per valutare la convergenza di ogni singolo parametro per il modello stimato nel terzo capitolo. La convergenza di ogni singolo parametro assieme alla convergenza dell'intero modello in generale è un requisito necessario per poter ottenere una corretta distribuzione a posteriori. Nel caso in cui le serie non fossero convergenti i risultati ottenuti non sarebbero esatti, e bisognerebbe attuare delle modifiche al modello. Le condizioni che queste serie devono rispettare per essere convergenti sono già state elencate assieme alla convergenza generale del modello nel sottocapitolo 3.5.

Figura A.1: convergenza di $\sigma_\pi, \sigma_x, \sigma_s$



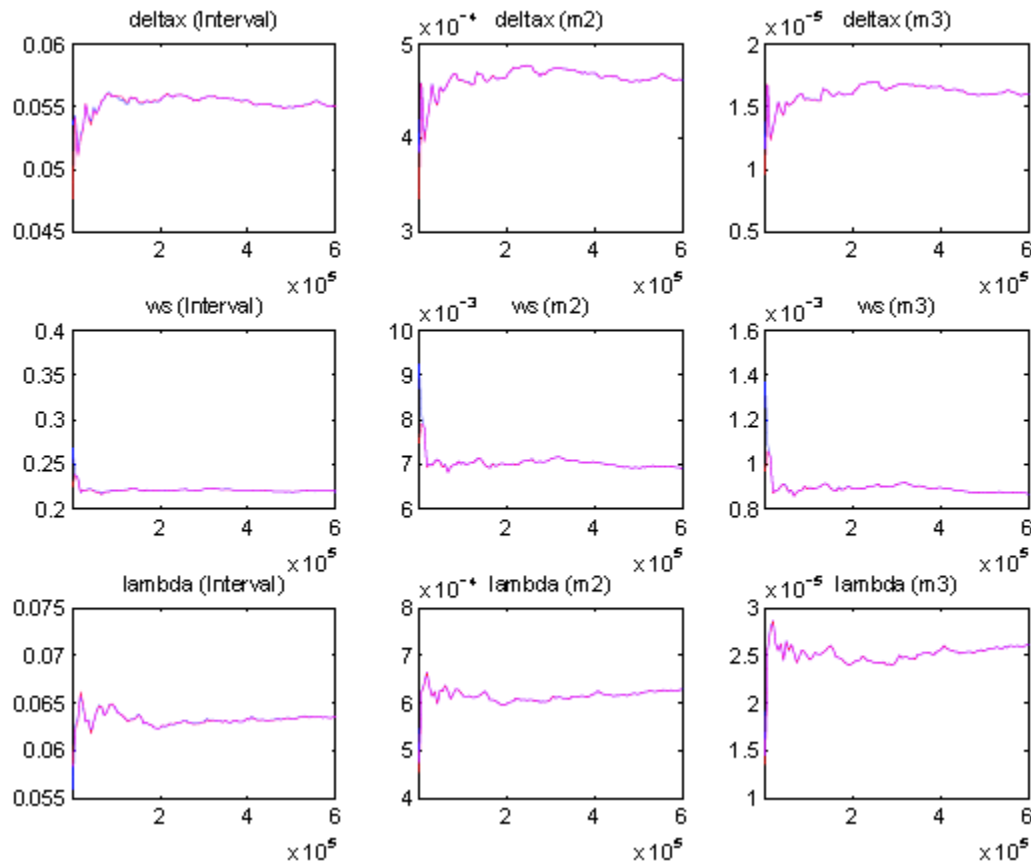
Innanzitutto bisogna guardare l'andamento dal 3×10^5 in poi in ascissa perché è stata scartata la prima metà delle osservazioni. La varianza dello shock all'inflazione ha qualche difficoltà a stabilizzarsi soprattutto per il momento secondo e il momento terzo ma dopo 400000 iterazioni riesce a raggiungere la convergenza. Per σ_x non ci sono problemi dato che raggiunge quasi sin da subito la convergenza. Nell'ultima figura invece notiamo che c'è qualche problema di convergenza per quanto riguarda sia il momento secondo sia il momento terzo di σ_s però l'intervallo converge bene.

Figura A.2: convergenza di σ_R, k, ψ



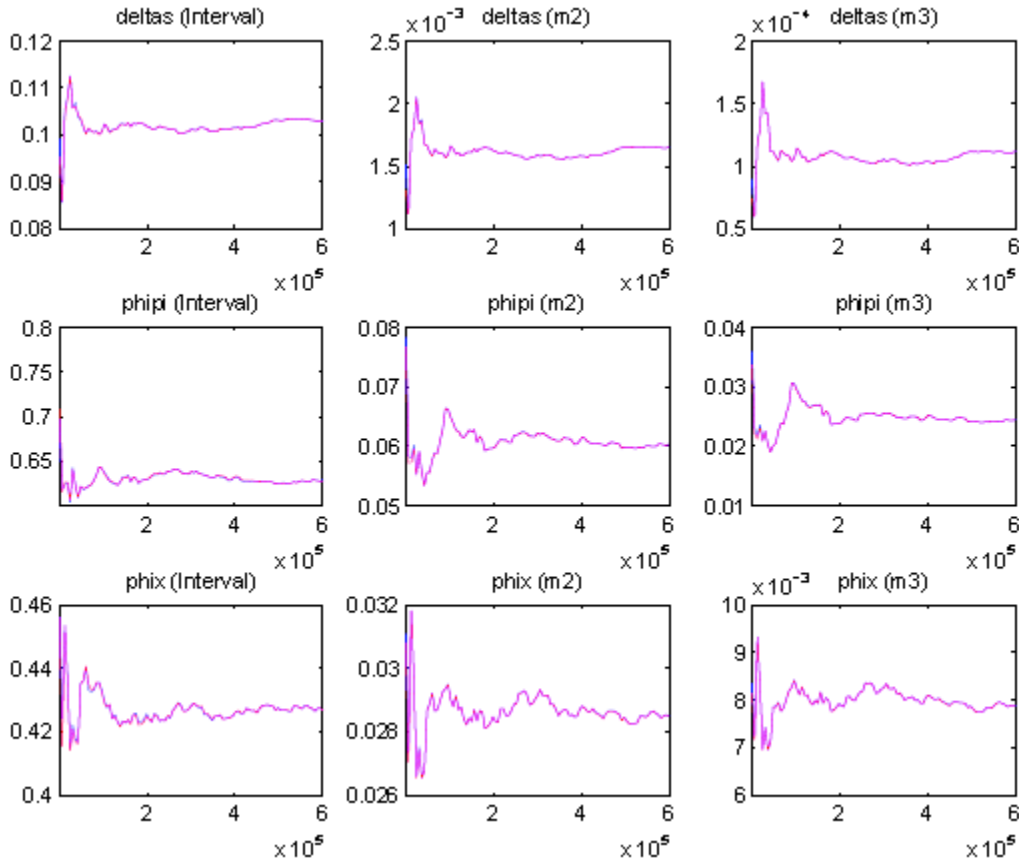
Le due linee rosse e blu hanno un andamento molto simile ed esclusa qualche oscillazione iniziale tendono poi a stabilizzarsi. Possiamo concludere quindi che questi tre parametri sono convergenti.

Figura A.3: convergenza di $\delta_x, \omega_s, \lambda$



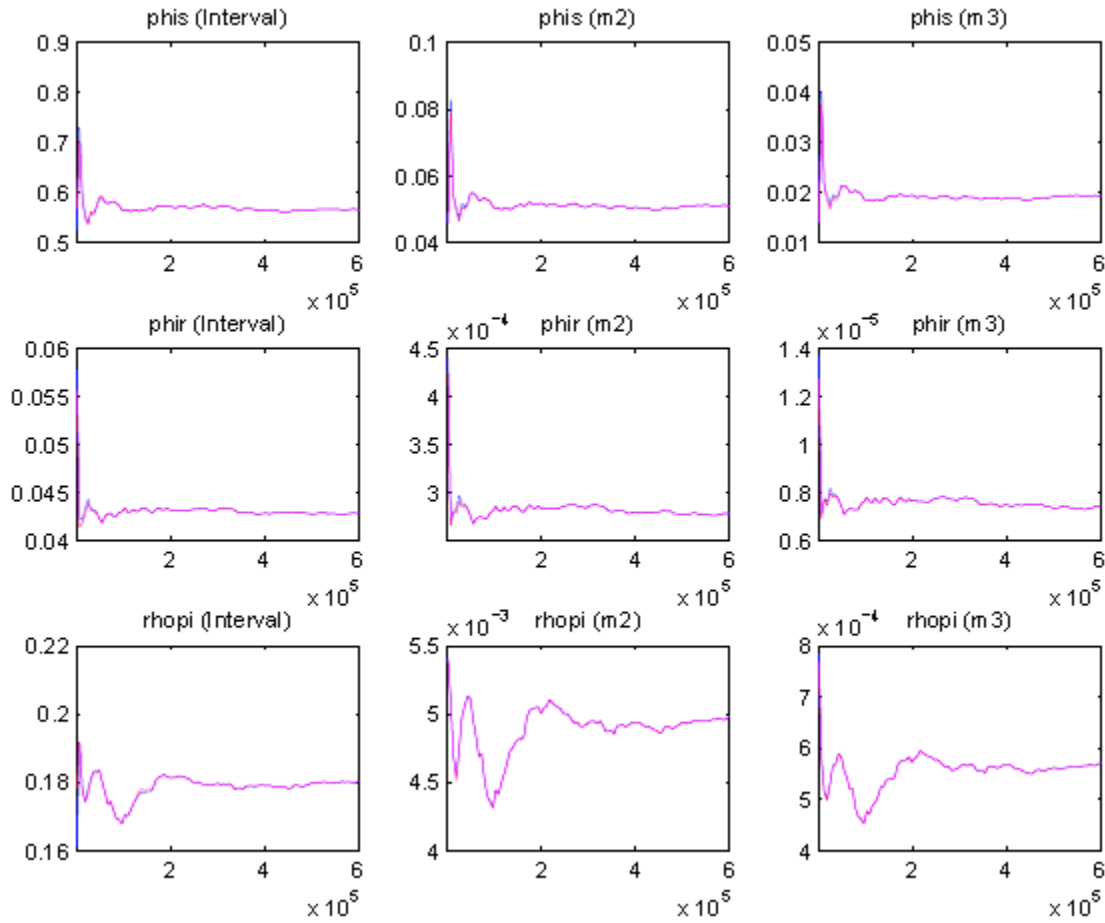
Anche per questi tre parametri non ci sono problemi di convergenza, tranne qualche leggera oscillazione.

Figura A.4: convergenza di δ_s , ϕ_π , ϕ_x



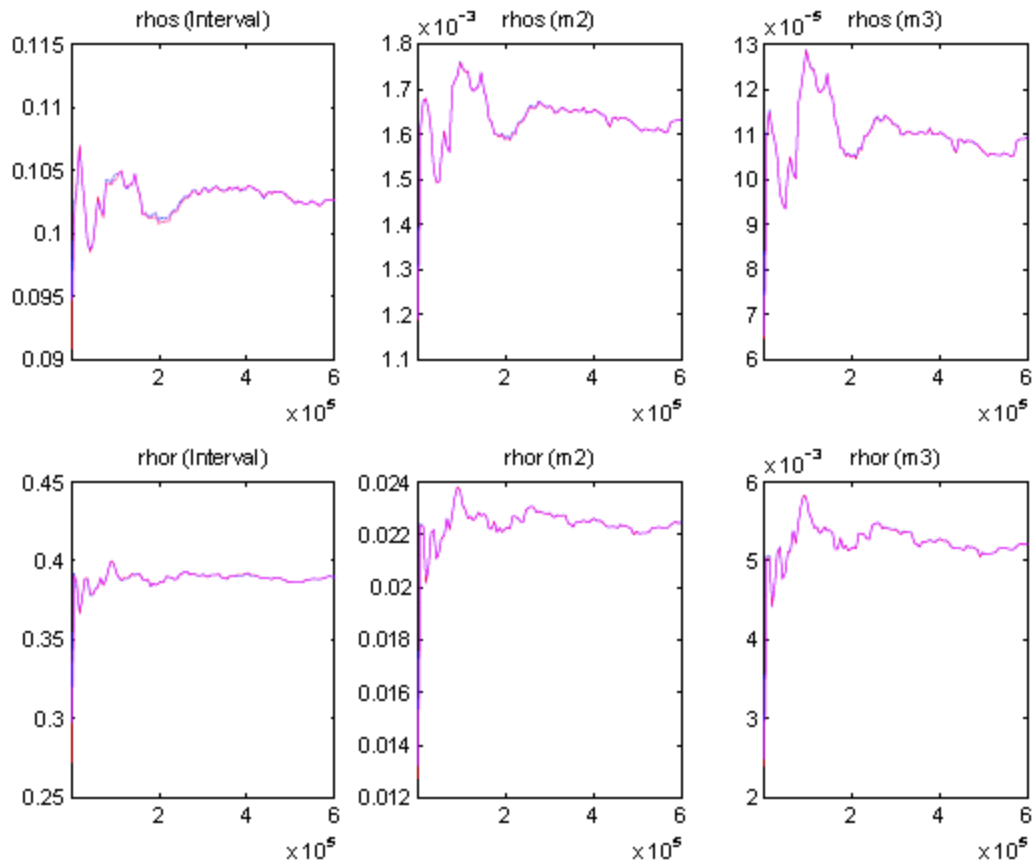
Per i primi due parametri non ci sono assolutamente problemi di convergenza, mentre per quanto riguarda ϕ_x notiamo molte oscillazioni per l'intervallo costruito intorno alla media, per la varianza e anche per il momento terzo. Queste oscillazioni però si muovono attorno ad un valore stazionario. Possiamo quindi ritenere accettabile anche la convergenza di ϕ_x .

Figura A.5: convergenza di ϕ_s, ϕ_R, ρ_π



Le linee rosse e blu sono praticamente sovrapposte per tutti e tre i parametri. Notiamo dei movimenti marcati su ρ_π ma avvengono prima della 300000-esima osservazione. Perciò possiamo concludere che anche questi tre parametri convergono alla loro distribuzione ergodica.

Figura A.6: convergenza di ρ_S, ρ_R



Questi ultimi due parametri presentano delle difficoltà nel convergere ma nel complesso possiamo ritenere la loro convergenza accettabile.

Bibliografia

- Adjemian S., Bastani H., Juillard M., Mihoubi F., Perendia G., Ratto M., Villemot S.(2010): Dynare Manual, Version 4.1.1, 28, <http://www.dynare.org/documentation-and-support/manual>.
- Airaud M., Nisticò S., Zanna L. F. (2008): “Learning, Monetary Policy and Asset Prices”, LLEE Working Paper No.48, LUISS Guido Carli.
- An S., Schorfheide F. (2007): Bayesian Analysis of DSGE models”, *Econometric Reviews*, 26, 113-172.
- Benati L., Surico P. (2008): “Evolving U.S. Monetary Policy and the Decline of Inflation Predictability”, *Journal of the European Association*, 6(2-3), 634-646.
- Benati L., Surico P. (2009): “ VAR Analysis and the Great Moderation”, *American Economic Review*, 99(4), 1636-1652.
- Bjørnland H. C., Leitemo K. (2008): “Identifying the Interdependence Between U.S. Monetary Policy and the Stock Market”, *Journal of Monetary Economics*, 56, 275-282.
- Boskin M. J., Dulberger E., Gordon R., Griliches Z., Jorgenson D. (1998): “Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living”, *Journal of Economic Perspectives*, 12(1), Winter, 3-26.
- Brooks S., Gelman A. (1998): “ General Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations”, *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 7(4), 434-455.
- Brunnermeier M, (2009): “Deciphering the Liquidity and Credit Crunch 2007-2008”, *Journal of Economic Perspectives*, 23(1), 77-100.
- Canova F. (2009): “What Explains the Great Moderation in the US? A Structural Analysis”, *Journal of the European Economic Association*, 7(4), 697-721.
- Cappuccio N., Orsi R. (2005): “Econometria”, il Mulino Strumenti.
- Castelnuovo E. (2003): “Taylor rules, omitted variables and interest rate smoothing in the U.S.”, *Economics Letters*, 81(1), 55-59, October.

- Castelnovo E. (2007): “Taylor Rules and Interest Rate Smoothing in the Euro Area”, *The Manchester School*, 75(1), 1-16, January.
- Castelnovo E. (2010), Testing the Structural Interpretation of the Price Puzzle with a Cost Channel Model”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.
- Castelnovo E., Nisticò S. (2007): “Monetary Policy and Stock Prices in an Estimates DSGE Model for the U.S., work in progress.
- Castelnovo E., Nisticò S. (2010): “Stock Market Conditions and Monetary Policy in a DSGE Model for the U.S.”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, forthcoming.
- Christiano L., Motto R., Rostagno M. (2010): “Financial Factors in Business Cycle”, Northwestern University and European Central Bank, mimeo.
- Clarida R. Gali J., Gertler M. (1999): “The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective”, *Journal of Economic Literature*, 37, 1661-1707.
- Clarida R., Gali J., Gertler M. (2000): “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory”, *Quarterly Journal of Economics*, 115, 147-180.
- Cogley T., Primiceri E., Sargent T. (2009): “Inflation-Gap Persistence in the U.S.”, *American Economics Journal: Macroeconomics*, forthcoming.
- Durbin J., Koopman S.J. (2000): “Time series analysis by state space methods”, Oxford University Press.
- Furher J. C. (2000): “Habit Formation in Consumption and its Implications for Monetary-Policy Models”, *American Economic Review*, 90(3), 367-390.
- Gelman A., Rubin D. B. (1992): “Inference from Iterative Simulation Using Multiple Sequences”, *Statistical Science*, 7(4), 457-472.
- Hakkio C. S., Keeton W.R. (2009): “Financial Stress: What is It, How Can It Be Measured, and Why Does It Matter?”, *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Second Quarter, 5-50.
- Kass R. E., Raftery A. E. (1995): “Bayes Factors”, *Journal of the American Statistical Association*, 90(403), 773-795.
- Lee B. (1992): “Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation”, *Journal of Finance*, 47, 1591-1603.

- Landon-Lane J. (2000): “ A Full Information Bayesian Approach to the Evolution and Estimation of DSGE Models”, *Proceeding of the American Statistical Association*, Bayesian Statistical Science Section, Alexandria, VA: American Statistical Association, 72-78.
- Mankiv N.G. (2004): “Macroeconomia”, Zanichelli.
- Milani F. (2008): “Learning About the Interpendence Between the Macroeconomy and the Stock Market”, University of California at Irvine, mimeo.
- Millard S., Wells W. (2003): “The role of asset prices in transmitting monetary and other shocks” Bank of England Working Paper No. 188.
- Neri S. (2004): “Monetary Policy and stock prices: theory and evidence”, Bank of Italy, Working Paper No. 28.
- Nisticò S. (2007): “Monetary Policy and Stock-Price Dynamics in a DSGE Framework” LLEE Working Paper No. 28.
- Nisticò S. (2010): “Optimal Monetary Policy and Stock-Price Dynamics in a Non-Ricardian DSGE Model”, LUISS Guido Carli, mimeo.
- Villaverde F., Ramirez R. (2001): “Comparing dynamic equilibrium economies to data”, Working Paper 2001-23, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Taylor J.B. (1999): “The robustness and efficiency of monetary policy rules as guidelines for interest rate setting by the European central bank”, *Journal of Monetary Economics*, 43, 655-679.
- Schorfheide F. (2000): “ Loss Function-based Evaluation of DSGE Models”, *Journal of Applied Econometrics*, 15(6), 645-670.
- Thorbecke W. (1997): “On Stock Market Returns and Monetary Policy”, *Journal of Finance*, 52, 635-654.
- Tsay R. (2002): *Analysis of financial time series*, Wiley, New York.